



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학박사학위논문

제한적 합리성과
불확실성의 거시경제적 전달경로에
관한 연구

2019년 8월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
이 종 응

요약(국문초록)

본 학위논문은 제한적 합리성과 불확실성의 거시경제적 전달경로에 관한 이슈를 다룬 세 개의 소논문으로 구성되어 있다. 제 1장에서는 미디어가 생산한 뉴스 중에 불확실성과 연관된 단어를 포함한 뉴스의 빈도를 통해 불확실성 지수를 작성한다. 그리고 경제주체가 인지 능력의 한계로 인해 불확실성 지수를 정확하게 인식하거나 기억하지 못하는 현실적 제약을 반영하여 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성한다. 1장에서 작성된 불확실성 지수는 다음과 같은 측면에서 기존의 경제 정책 불확실성 지수(이하 EPU 지수)의 한계를 극복한 것으로 나타났다. 첫째, EPU 지수는 98년 외환위기의 불확실성을 과소평가하고 16년 대통령 탄핵시기의 경제적 불확실성을 과대평가하는 경향이 있다. 그러나 1장에서 작성된 불확실성 지수는 이러한 EPU 지수의 한계를 보완하였다. 둘째, 소규모 개방경제를 반영한 벡터자기회귀모형(이하 VAR 모형)을 통해 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 실증 분석한 결과, 한국의 경우 EPU 지수를 불확실성 지표로 활용하면 불확실성 충격의 거시경제적 효과가 통계적으로 유의하게 나타나지 않는다. 그러나 1장에서 작성된 불확실성 지수를 VAR 모형 추정에 활용한 결과 불확실성 충격은 실질총생산 등 경제변수에 통계적으로 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다. 그리고 1장에서는 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 “높음” 혹은 “낮음”으로 인식할 때 불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과가 완벽한 합리성을 가정한 경우보다 더 크다는 것을 실증적으로 밝혀냈다.

제 2장에서는 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 뉴케인지안 모형을 도입하여 불확실성 충격의 거시경제적 전달경로에 대해 분석하였다. 먼저, 정보처리 경직성을 모형에 반영하기 위해 민간 경제주체인 가계나 기업의 경우 정보처리 경직성으로 인해 과거 정보 집합을 토대로

의사결정을 하지만 정부와 중앙은행의 경우 이러한 정보처리 경직성이 없다고 가정하였다. 그리고 상술한 모형에 불확실성이 총수요곡선 뿐만 아니라 총공급곡선 및 이자율 준칙을 통해 거시경제에 영향을 미칠 수 있는 경로를 반영하였다. 2장에서는 민간 경제주체의 정보처리 경직성과 불확실성의 전달경로가 반영된 뉴케인지안 모형을 통해 불확실성 충격의 거시경제적 전달경로를 분석하였다. 모형을 충격반응함수 매칭을 통해 추정하고 불확실성의 전달경로를 분석한 결과, 경제주체가 제한적 합리성이 없이 불확실성을 연속적으로 인식하는 경우 불확실성 충격은 주로 총수요곡선을 통해 거시경제에 영향을 미치며, 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 인식할 때에는 불확실성 충격은 총수요곡선 뿐만 아니라 총공급곡선을 통해 거시경제에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

마지막으로 제 3장에서는 2장에서 추정된 뉴케인지안 모형을 통해 불확실성 충격의 사회후생 효과를 분석하고 나아가 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성을 이산적으로 인식할 때 불확실성 충격의 후생 효과도 분석하였다. 먼저 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 분석한 선행연구 Basu and Bundick(2017) 모형을 단순화하여 불확실성 충격의 후생비용을 산출하고 동 모형에서 최적통화정책을 도출하였다. 다음으로 2장에서 제시된 모형을 통해 불확실성 충격 및 제한적 합리성의 후생효과를 분석하기 위해 Benigno and Woodford(2012)의 연구결과를 반영하여 가계의 효용함수를 균제상태의 근방에서 2차 형식으로 근사하고 후생손실함수를 도출하였다. 그리고 경제주체가 제한적 합리성을 가지고 있는 상황에서 불확실성 충격으로 인한 후생손실과 제한적 합리성이 없는 상황에 불확실성 충격의 후생손실을 계산하여 두 후생손실함수의 차이를 통해 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 분석하였다. 또한 중앙은행이 이자율 준칙이 아닌 최적통화정책 및 재량적 통화정책을 수행하는 경제에서 제한적 합리성으로 인한 후생손실을 산출하였다. 분석 결과 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 파악할 때

후생비용이 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 중앙은행이 최적통화정책을 수행하게 되면 제한적 합리성으로 인한 사회후생손실을 크게 감소시킬 수 있는 것으로 나타났다.

핵심어: 제한적 합리성, 불확실성, 불확실성 지수, 전달 경로, 정보처리 경직성, 뉴케인지안 DSGE 모형, 후생분석, 최적통화정책

학번: 2015-20187

목차

1. 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수 작성 및 불확실성의 거시경제적 효과에 대한 실증분석	1
1.1 머리말	1
1.2 불확실성 지수와 제한적 합리성	5
1.2.1 중립적 의미의 불확실성 복합지수	5
1.2.2 제한된 합리성을 반영한 불확실성 지수	19
1.3 불확실성 충격의 거시경제적 효과에 대한 실증분석	28
1.3.1 모형의 개요	28
1.3.2 불확실성 충격에 대한 경제변수의 이론적 반응 및 선행연구	30
1.3.3 충격반응분석	33
1.4 결론	52
1.5 참고문헌	55
2. 불확실성의 거시경제적 전달경로	58
2.1 머리말	58
2.2 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형의 주요 특징 ...	60
2.3 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형 추정	65
2.3.1 불확실성 충격의 효과	65
2.3.2 모형 추정 및 분석	71
2.4 결론	86
2.5 참고문헌	88

3. 제한적 합리성의 후생효과 분석	90
3.1 머리말	90
3.2 단순화된 Basu-Bundick 모형의 최적통화정책	92
3.2.1 모형의 개요	92
3.2.2 최적통화정책	96
3.2.3 후생분석	99
3.3 제한적 합리성의 후생효과	107
3.3.1 모형의 개요	107
3.3.2 효용함수의 형태 및 손실함수 도출	108
3.3.3 통화정책별 제한적 합리성의 후생효과	111
3.4 결론	124
3.5 참고문헌	126
 Abstract	 128

표 목차

[표 1.1] 매체별 여론영향력 점유율	10
[표 1.2] 추정 결과	17
[표 1.3] 불확실성 충격의 효과를 분석한 주요 선행연구	32
[표 2.1] VAR 모형 추정 결과	74
[표 2.2] 파라미터 값과 J-통계량	75
[표 2.3] 불확실성의 경로별 설명력(원지수)	78
[표 2.4] VAR 모형 추정 결과	81
[표 2.5] 파라미터 값과 J-통계량	82
[표 2.6] 불확실성의 경로별 설명력(제한적 합리성 지수)	84
[표 3.1] 통화정책별 사회 후생손실	118
[표 3.2] 통화정책별 제한적 합리성의 후생비용	120

그림목차

[그림 1.1]	분야별 정보습득 매체 및 경제 뉴스의 주이용 매체	… 6
[그림 1.2]	“불확실성” 및 “불확실”과 관련된 주요 단어	… 12
[그림 1.3]	EPU 지수와 미디어 불확실성 지수	… 13
[그림 1.4]	EPU 지수, 미디어 불확실성 지수 및 중립적 의미의 불확실성 지수	… 16
[그림 1.5]	EPU 지수, 미디어 불확실성 지수 및 중립적 의미의 불확실성 복합지수	… 18
[그림 1.6]	중립적 의미의 불확실성 복합지수의 분포 추정	… 23
[그림 1.7]	중립적 의미의 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수	… 26
[그림 1.8]	불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응	… 34
[그림 1.9]	불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응	… 36
[그림 1.10]	불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응	… 38
[그림 1.11]	불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응	… 39
[그림 1.12]	중립적 의미의 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수	… 42
[그림 1.13]	중립적 의미의 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수	… 42
[그림 1.14]	불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응	… 44

[그림 1.15]	불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 소비갭 반응	45
[그림 1.16]	불확실성 충격에 대한 경제변수 반응	47
[그림 1.17]	불확실성 충격에 대한 경제변수 반응	50
[그림 2.1]	불확실성 충격의 효과(원지수)	68
[그림 2.2]	불확실성 충격의 효과(제한적 합리성 지수)	70
[그림 2.3]	실증 충격반응과 모형 충격반응	77
[그림 2.4]	실증 충격반응과 모형 충격반응	83
[그림 3.1]	불확실성 충격 크기별 후생비용	102
[그림 3.2]	불확실성 충격의 후생비용	103
[그림 3.3]	통화정책별 불확실성 충격에 대한 경제변수의 변동성	104
[그림 3.4]	불확실성 충격과 최적통화정책으로 인해 개선되는 사회후생	105
[그림 3.5]	통화정책별 불확실성 충격에 대한 반응(원지수)	122
[그림 3.6]	통화정책별 불확실성 충격에 대한 반응(제한적 합리성 지수)	123

Chapter 1. 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수 작성 및 불확실성의 거시경제적 효과에 대 한 실증분석

1.1 머리말

경제주체는 자신의 정보 집합을 토대로 경제적 선택을 한다. 개별 경제주체의 정보집합은 미디어를 통해 접하게 되는 뉴스나 개개인의 경험 및 지식, 혹은 인적 네트워크를 통해 얻게 되는 정보를 통해 형성이 된다. 인터넷 산업의 발전 정도가 낮은 시기에 경제주체는 신문이나 방송이 생성하는 뉴스를 통해 경제적 선택에 필요한 정보를 취득했으나, 인터넷 산업이 크게 발전한 현재에는 포털이 제공하는 서비스나 뉴스를 통해 정보를 얻는다(김영주·정재민, 2011). 예를 들어 부동산담보대출을 통해 부동산을 취득하고자 하는 경제주체는 과거에는 은행을 직접 방문하여 대출상담을 통해 대출금리의 정보를 취득하거나 신문 및 방송을 통해 금리수준에 대한 정보를 얻었으나, 최근에는 네이버나 다음 같은 포털이 제공하는 서비스를 통해 이전보다 손쉽게 각 은행별 대출금리에 대한 정보를 얻는다.

경제주체가 취득한 정보는 경제적 선택의 기반이 되지만, 인간의 인지능력의 한계로 인해 취득한 모든 정보가 경제주체의 선택의 시기에 인지된 상태라고 보기는 어려울 것이다. 또한 정보통신산업의 발달은 경제주체들에게 수많은 정보를 손쉽게 접근할 수 있도록 하는 등 여러 순기능

을 제공하였으나, 경제주체들에게 제공된 과도한 정보는 오히려 경제주체들의 주의력을 감소시키게 하는 역기능도 낳았다(Simon 1971, Oppenheimer et al 2009). 이러한 점들을 고려한다면, 현대 사회의 경제주체는 정보 과잉의 세상에서 모든 정보를 다 수용하지 못하고 제한된 주의력 하에서 자신의 최적 행위를 결정한다고 볼 수 있다.

한편, 불확실성의 효과에 대한 실증연구는 경제주체들이 자신이 가지고 있는 모든 정보를 활용하여 경제적 선택을 한다는 가정에 기반을 두어 연구가 진행되어 왔다. 먼저 불확실성의 정도를 나타내는 지표들을 살펴보자. 불확실성의 정도를 나타내는 지표로 활용되고 있는 조건부 이분산성을 활용한 불확실성 지수나, 옵션가격이론을 토대로 생성된 VIX 지수 및 확률적 변동성(Stochastic volatility) 등은 경제주체들이 지표의 근간이 되는 주가, 환율, 옵션가격 및 총생산성 등 경제지표의 확률과정을 정확히 알고 있다는 전제에 근거하여 불확실성 지표로 활용되고 있다. 또한 Baker et al.(2016)에서 활용하고 있는 뉴스에 근거한 경제 정책 불확실성 지수(Economic Policy Uncertainty) 역시 경제주체가 뉴스에 포함되어 있는 “경제”, “정책”, “불확실성”의 빈도를 모두 기억하고 있다는 가정에 근거하고 있다. 또한 VAR 모형을 통해 불확실성 충격이 미치는 효과를 분석한 실증연구들은 경제주체가 모형의 변수로 포함되어 있는 경제변수들의 확률과정을 정확히 알고 있다는 가정에 근거하고 있다.

본고에서는 경제주체의 정보처리 능력의 제약이 있음을 전제로, 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성하고 동 지수를 활용하여 불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과를 분석한다. 불확실성 충격의 효과를 분석하기 위해 가계를 포함한 경제주체가 경제와 관련된 정보를 취득하는 주요 수단인 뉴스를 기반으로 미디어 불확실성 지수를 작성한다.

기존의 경제 정책 불확실성 지수는 “정책”이라는 단어가 포함되어 있어 경제주체가 인지하는 경제 불확실성을 한정시키는 한계점이 존재하므로, 본고의 미디어 불확실성 지수는 “경제”와 “불확실성”을 포함한 뉴스의 빈도를 통해 불확실성 지수를 작성한다. 또한 Baker et al.(2016)이 제공하고 있는 한국의 경제 정책 불확실성 지수(이하 EPU 지수)는 5개 언론사의 뉴스를 통해 지수가 작성되고 있으나, 본고의 미디어 불확실성 지수는 한국언론진흥재단에서 제공하고 있는 데이터베이스를 통해 지수 작성에 포함된 언론사의 범위를 확대하여 작성되므로 경제주체가 미디어를 통해 접하게 되는 경제 불확실성의 정도를 개선한다.

그러나 한국의 경우 EPU 지수나 미디어 불확실성 지수 등 경제 불확실성 지수는 외환위기 시기의 불확실성의 정도를 과소평가하고 최근 대통령 탄핵 시기의 경제적 불확실성 정도를 과대평가하는 경향이 존재한다. 본 논문에서는 이러한 EPU 지수의 한계를 개선하고자 중립적 의미의 불확실성 개념을 반영한 불확실성 지수를 작성한다. Romer(1990)의 불확실성 가설에 따르면 향후 미래소득에 대한 전망 불확실성은 내구재 소비를 감소시켜 경기에 부정적 영향을 미친다. 이러한 Romer(1990)의 주장을 따라 본고에서는 “경제”, “전망”, “전문가” 및 “엇갈” 등의 단어가 포함된 뉴스의 빈도를 활용하여 중립적 의미의 불확실성 지수를 작성한다. 그리고 기존의 EPU 지수를 개선한 미디어 불확실성 지수와 중립적 의미의 불확실성 지수를 결합한 복합지수를 산출하여 새로운 불확실성 지수인 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 제시한다.

다음으로 경제주체의 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성한다. 인지능력의 한계를 가지고 있는 경제주체는 미디어가 생산한 뉴스에서 “경제”, “불확실성”, “전망”, “전문가” 및 “엇갈” 등이 포함된 기사의 빈도를 모두 기억하지 못하기 때문에, 이러한 점을 반영하여 경제주체는

동 단어 등을 포함한 기사의 빈도가 “높음” 혹은 “낮음”으로 인지한다고 가정한다. 따라서 위의 가정을 통해 작성된 불확실성 지수는 양자화된 형태로 표현되게 된다. 즉, 제한적 합리성을 가진 경제주체가 실제로 인지하는 불확실성 지수는 이산형의 확률과정으로 표현되게 된다.

불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과를 실증적으로 분석하기 위해 기존의 실증연구와 마찬가지로 VAR 모형을 활용한다. 다만 본 논문에서는 연속형의 중립적 의미의 불확실성 복합지수와 이산형의 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 모두 활용하여 불확실성 충격이 경제변수에 미치는 효과를 분석하는 점이 기존연구와 차별화된 점이라 볼 수 있다. 기존의 실증연구에서는 연속형의 확률과정인 불확실성 지수를 이용하여 불확실성 충격의 효과를 분석하는데 그쳤지만, 본고에서는 경제주체의 제한적 합리성을 반영하여 경제주체가 실제로 인지하고 있는 불확실성의 정도가 달라졌을 때 경제에 미치는 효과를 분석하는 점에서 기존연구와 차별화된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 추정하고 경제주체의 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성한다. 그리고 3장에서는 2장에서 작성된 불확실성 지수를 활용하여 VAR 모형을 통해 불확실성 충격의 거시경제적 효과에 대한 실증분석을 한다. 마지막으로 4장에서는 본 논문의 결과를 제시한다.

1.2 불확실성 지수와 제한적 합리성

1.2.1 중립적 의미의 불확실성 복합지수

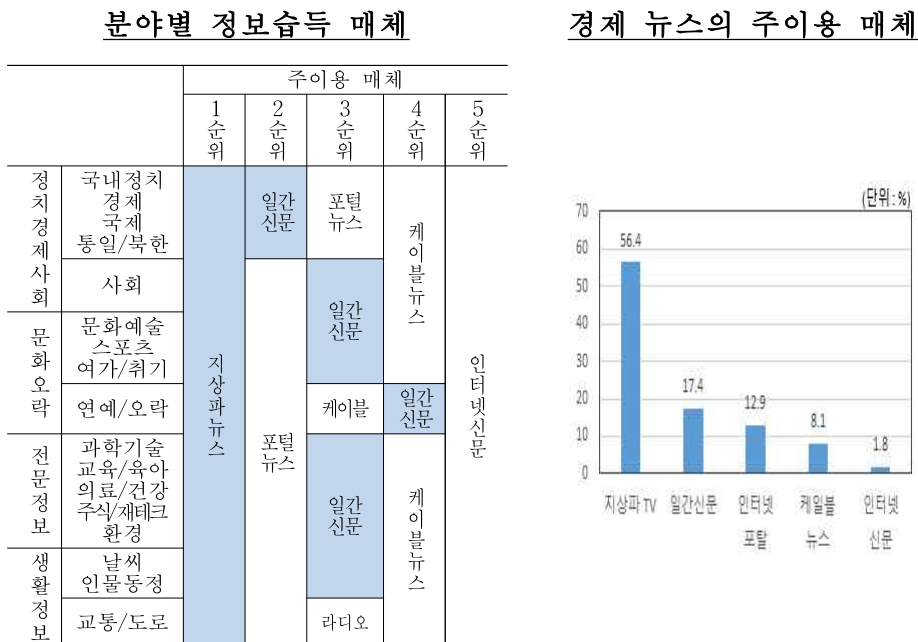
1. 미디어 불확실성 지수 작성

김영주·정재민(2011)은 “2010 국민의 뉴스소비”에서 한국인들이 정치, 경제, 사회 및 문화 등 여러 분야에서 자신들이 필요한 정보를 얻을 때 이용하는 매체에 대해 서베이를 실시하였다. 서베이 결과 모든 영역에서 지상파 뉴스가 한국인들이 정보를 얻을 때 가장 많이 이용하는 수단이었으며 포털뉴스가 차지하는 비중이 점차 증가하는 모습을 보였다. 경제분야와 관련해서 한국인들은 경제와 관련된 정보를 습득하고자 할 때에는 지상파 뉴스를 가장 많이 이용하고 그 다음으로 일간신문, 포털뉴스 순으로 이용한 것으로 나타났다.

경제주체들이 자신의 경제적 행위를 할 때 선택에 영향을 미치게 되는 여러 여건에 대한 정보를 취득하고 최종적인 선택을 한다. 거시경제의 불확실성이 가계의 소비나 기업의 투자에 영향을 미치는 경제변수라면 경제주체는 거시경제 전반에 퍼져있는 불확실성의 정도에 대한 정보를 얻기 위해 주의를 기울여야 할 것이다. 김영주·정재민(2011)의 서베이 결과는 한국인들이 경제분야와 관련해서 정보를 얻을 때 주로 지상파 뉴스나 일간신문을 이용한다는 점을 보여주고 있다. 이러한 점들을 종합적으로 고려한다면 한국의 불확실성 지수를 추정할 때 미디어가 생산한 기사를 기반으로 지수를 추정하는 것에 큰 무리가 없음을 알 수 있다. 또한 Nimark and Pitschner(2019)¹⁾는 경제주체들이 정보를 취득할 때 미디어

를 이용하게 되는 이론적 근거를 제시하고 있어 불확실성의 정도를 미디어가 생산한 기사를 통해 측정하는 것이 논리적으로도 큰 손색이 없음을 보여준다.

[그림 1.1] 분야별 정보습득 매체 및 경제 뉴스의 주이용 매체



자료 : 김영주·정재민, “2010 국민의 뉴스소비”, 한국언론진흥재단, 2011

- 1) Nimark and Pitschner(2019) 따르면 경제주체들은 여러 가지 제약으로 인해 정보 취득 행위를 미디어에 위탁하게 되고 미디어는 뉴스의 내용뿐만 아니라 공급하는 뉴스의 주제를 통해 경제주체들에게 의사선택에 필요한 정보를 제공하게 된다. 이렇게 사람들이 미디어를 통해 정보를 취득하게 되면 경제주체의 사후적 믿음의 엔트로피는 항상 감소하게 됨을 보였다. 즉, 경제주체가 의사결정을 할 때 필요한 여러 정보의 정합성이 경제주체가 미디어를 통해 정보를 취득하게 되면 증가하게 되는 것이다.

불확실성의 정도를 측정한 기존 연구에서는 경제변수(주로 금융변수)의 시계열 자료를 이용하여 계량적 방법론²⁾을 통해 내재변동성, 조건부 분산, 확률적 변동성, 주성분 등을 추정하여 이를 불확실성을 대표하는 변수로 사용하였다. 주가나 환율의 경우 해당 변수의 미래값에 대한 불확실성이 증대될수록 경제주체는 옵션과 같은 파생상품을 통해 손실 위험을 헷지하고자 하고 이에 따라 옵션의 수요는 증가하게 된다. 이러한 사실에 기반을 두어 기존연구에서는 옵션의 가격변동을 통해 내재변동성을 추정하고 이를 불확실성의 정도로 해석하였다.

그러나 주가시장, 외환시장 및 파생금융상품 시장 같은 경우에는 해당 시장에 참가하는 경제주체를 국민 전체로 대표하기 어렵고, 시장가격에 유의미한 영향을 미치는 경제주체를 생각해본다면 그 범위는 더욱 한정된다. 만약 주가, 환율, 옵션가격 등을 통해 거시경제의 불확실성을 측정하게 되면 대부분의 경제주체가 인식하는 불확실성의 정도와 괴리가 발생할 수 있다.

이러한 한계점을 극복하고자 Haddow et al.(2013)은 주가나 환율을 기반으로 한 옵션가격의 내재변동성 뿐만 아니라 서베이를 통해 측정된 불확실성 지수³⁾ 및 미디어를 통해 추정된 불확실성 지수를 모아 주성분분석을 실시하였고 추정된 주성분을 거시경제의 불확실성을 나타내는 척도로 활용하였다. 그러나 추정된 주성분이 각 변수의 변동성을 가장 잘 설명하는 변수라는 점을 제외하고는 주성분이 구체적으로 무엇을 의미하는

-
- 2) 구체적으로는 블랙-숄즈 방정식을 활용하여 옵션가격을 통해 내재변동성을 추정하는 방식, 금융시장 변수를 이용하여 ARCH 혹은 GARCH 모형으로 조건부 분산을 구하는 방식, 여러 경제변수의 분산에 확률적 변동성을 부과하여 이를 추정하는 방식, 불확실성 대리변수의 주성분을 추출하는 방식 등이 불확실성의 정도를 측정하는 방법론으로 활용되고 있다.
- 3) Haddow et al.(2013)은 소비자를 대상으로 한 서베이에서는 향후 1년간 실업자수의 변동에 대한 전망치를 조사하고 이를 기반으로 불확실성의 정도를 나타냈으며, 기업을 대상으로 한 서베이에서는 제품 수요에 대한 불확실성이 향후 투자 계획에 영향을 미치는지에 대해 설문을 하고 이를 기반으로 거시경제 불확실성을 측정하였다.

지에 대해 해석하기 어렵다는 점에서 한계가 있다.

이에 반해 미디어에서 생산하는 기사를 텍스트 마이닝 기법을 활용하여 불확실성의 정도를 측정한 Baker et al(2016) 방법론은 대부분의 국민들이 경제활동에 필요한 정보를 얻을 때 언론을 이용한다는 점과 주가나 환율의 시계열이 짧거나 제도적 요인으로 인해 조건부 변동성을 추정하기 어려운 경우에도 활용이 가능하다는 점에서 기존 연구와 차이점이 있다. 또한 불확실성을 포함한 기사의 개수를 통해 지수를 작성하였으므로 주성분 분석과 달리 경제적 해석이 용이하다는 장점이 있다.

본 논문에서는 Baker et al(2016)의 방법론을 따라 한국의 미디어 불확실성 지수를 작성한다. Baker et al(2016)에서도 한국의 정책불확실성 지수를 작성하였고 이를 저자의 홈페이지에 게시하고 있다. 그러나 본 논문에서 작성한 미디어 불확실성 지수는 다음과 같은 점에서 Baker et al(2016)에서 작성된 지수를 보완한다.

Baker et al(2016)에서 한국의 정책불확실성 지수를 작성하기 위해 포함시킨 언론사는 총 5개 언론사⁴⁾에 불과하나 본 논문에 포함된 언론사는 조선일보 등 총 15개 언론사에 다다른다. 구체적으로 살펴보면, Baker et al(2016)에서는 한국인이 경제에 관련된 정보를 가장 많이 습득하는 채널인 지상파 뉴스를 포함시키지 않았으나 본 논문에서 활용한 데이터베이스인 BigKinds-Pro(한국언론진흥재단에서 제공)는 지상파뿐만 아니라 뉴스전문채널인 YTN도 포함하고 있어 한국인의 주요 경제정보 취득 매체인 지상파 뉴스를 포함시켰다는 점에서 장점이 있다.

한편, 문화체육관광부가 2016년에 발간한 여론집중도조사 보고서에서는 매체별 여론영향력 점유율을 산출할 때 포털을 경유한 인터넷뉴스의 비중을 반영하고 있다. 본고에서 작성한 미디어 불확실성 지수는 매체별

4) 경향신문, 매일경제신문, 한겨레, 한국일보, 한국경제신문 등이 샘플로 포함되었다.

여론영향력을 반영하지 않은 경제 정책 불확실성 지수와 달리 여론집중도조사 보고서에서 산출한 매체별 여론영향력을 가중치로 활용하여 작성하였다. 그러므로 미디어 불확실성 지수는 한국인의 주요 정보취득 수단인 포털뉴스의 영향력을 반영하는 한편, 여론의 파급력까지 고려하므로 경제주체가 실제로 인지하게 되는 불확실성의 정도를 경제정책불확실성 지수보다 개선하는 장점이 있다.

또한 여론집중도조사 보고서(2016)에 따르면 본 논문에서 미디어 불확실성 지수 작성을 위해 표본으로 포함시킨 언론사의 여론영향력은 64.1%⁵⁾에 이르고 있으나, Baker et al(2016)이 제공하는 경제 정책 불확실성 지수에 포함된 언론사의 영향력은 11.1%에 그치고 있다. 따라서 본 논문에서 추정한 미디어 불확실성 지수는 표본의 대표성 측면에서 Baker et al(2016)이 작성한 경제 정책 불확실성 지수를 개선하였다고 볼 수 있다.

마지막으로 미디어 불확실성 지수는 경제 정책 불확실성 지수와 달리 “경제”와 “불확실”을 포함한 기사의 빈도수를 통해 작성된다. 따라서 경제주체들이 인지하게 되는 경제 불확실성을 정책과 관련된 불확실성으로 한정된 경제 정책 불확실성 지수와 달리 경제주체가 인지할 수 있는 좀 더 넓은 개념의 경제 불확실성의 정도를 미디어 불확실성 지수는 반영할 수 있게 된다.

5) BigKinds-Pro에서는 KBS, 연합뉴스 및 CBS의 기사를 제공하고 있지 않기 때문에, 동 매체와 기타부문을 제외한 나머지 언론사의 여론영향력 점유율의 합계가 64.1%가 된다.

[표 1.1] 매체별 여론영향력 점유율^{1),2)}

	4대 매체부문의 매체계열별 이용점유율				매체합산 여론영향력 점유율
	신문(10.1)	텔레비전 방송(54.2)	라디오 방송(2.9)	인터넷 뉴스(32.8)	
KBS계열	-	29.9	25.3	1.7	17.5
조선일보계열	24.6	10.6	-	8.8	11.1
연합뉴스계열	-	7.0	-	18.6	9.9
동아일보계열	14.2	10.5	-	7.8	9.7
MBC계열	-	11.2	40.2	1.2	7.6
SBS계열	-	10.5	11.2	3.4	7.1
중앙일보계열	15.7	5.1	-	6.2	6.4
매일경제계열	7.3	6.9	-	4.1	5.8
YTN계열	-	7.8	3.6	2.8	5.3
머니투데이계열	0.4	-	-	10.3	3.4
한국일보계열	4.3	-	-	3.7	1.6
한겨레신문계열	7.1	-	-	2.4	1.5
경향신문계열	6.2	-	-	2.5	1.4
서울신문계열	1.1	-	-	2.7	1.0
CBS계열	-	-	2.7	2.7	1.0
한국경제계열	1.9	-	-	2.0	0.8
세계일보계열	0.6	-	-	2.0	0.7
국민일보계열	2.4	-	-	1.3	0.7
기타	14.2	0.4	17.0	15.8	7.3

주: 1) 여론집중도조사 보고서(2016, 문화체육관광부)

2) 미디어 불확실성 지수 작성에 포함되지 않은 언론매체는 BigKinds-Pro에서 뉴스를 제공하고 있지 않는 KBS, 연합뉴스 및 CBS 등이 포함된다.

경제 정책 불확실성 지수를 개선한 미디어 불확실성 지수 작성의 구체적인 절차는 다음과 같다. 먼저 BigKinds-Pro를 통해 개별 언론매체의 월별 전체기사의 개수와 “경제” 및 “불확실”의 단어를 포함한 기사의 개수를 추출한다. BigKinds-Pro에서는 1990년부터 자료를 제공하고 있는데 사용자가 지정한 검색기간 동안 특정 키워드가 제목이나 본문에 포함되어 있는 기사를 추출해주고 있다. 본 논문에서는 상술한 바와 같이 전

체기사 중에서 “경제”와 “불확실”이라는 단어가 포함된 기사의 개수를 검색을 통해 추출한 후 이를 미디어 불확실성 지수를 추계하는데 사용하였다.

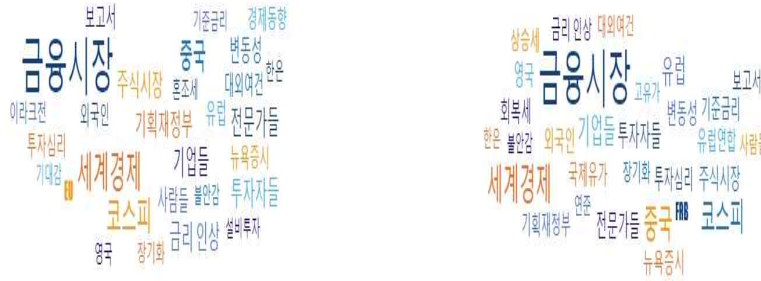
Baker et al(2016)은 “uncertain” 혹은 “uncertainty”, “economic” 혹은 “economy”와 정책기관의 이름(예를 들어 한국은행(한은), 기획재정부(기재부))이 포함된 기사의 개수를 통해 불확실성의 정도를 추정하였으나 본 논문에서는 한국어의 특성으로 인해 “불확실”을 포함한 기사로만 한정시켰다. 그 이유는 영어검색일 경우 영어의 특성상 특정 단어별로 띄어쓰기가 되므로 “uncertain”을 포함한 기사의 집합과 “uncertainty”를 포함한 기사의 집합의 합집합 형태로 불확실성 지수를 작성할 수 있으나, 한국어는 띄어쓰기로 인해 “불확실”을 포함한 기사의 집합이 “불확실성”을 포함한 집합을 다 포괄하기 때문에 “불확실”로 한정하여 지수를 작성하는 것이 불확실성의 정도를 더 대표할 수 있다고 판단했기 때문이다. 이는 “경제”와 “경제의”의 경우에도 적용된다.

한편, “불확실성”, “불확실”이 포함된 기사⁶⁾에서 특정 단어가 등장하는 횟수를 통해 불확실성과 관련성이 높은 단어를 추출한 결과 불확실성은 주로 금융시장과 관련된 단어와 세계경제 및 우리나라 경제에 많은 영향을 미칠 수 있는 국가명 및 경제정책기관명과 관련성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 본 논문에서 작성한 미디어 불확실성 지수는 “불확실”이라는 특정 단어 하나를 기준으로 불확실성의 정도를 추정하는 것만으로도 거시경제 불확실성을 표현하는데 무리가 없다고 판단하였다.

6) 미디어 불확실성 지수를 추계할 때에는 경제기사를 대상으로만 한정하여 지수를 추정하였으나 연관어 분석을 실시할 때에는 “불확실성”과 “불확실”이라는 단어가 경제와 관련된 단어와 연관성이 높다는 점을 입증하기 위해 전체 기사를 대상으로 연관어를 추출하였다.

[그림 1.2] “불확실성” 및 “불확실”과 관련된 주요 단어

불확실성
불확실

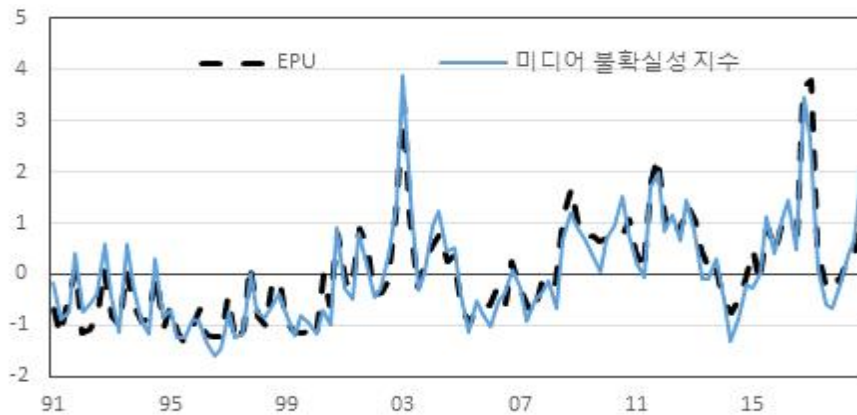


자료 : BigKinds-Pro(한국언론진흥재단)

참고 : 검색한 키워드와 관련(정확도 기준)된 기사 1000건을 기준으로 작성

다음으로 추출된 개별 언론매체별 “경제” 및 “불확실”을 포함한 기사의 개수를 전체기사 개수로 나눈 비중을 구한 다음, 산출된 비중의 시계열 자료를 표준편차를 활용하여 표준화한다. 그리고 표준화된 개별 언론매체별 시계열을 여론영향력 점유율을 가중치로 적용하여 평균을 구하면 미디어 불확실성 지수를 산출할 수 있다. 가중평균을 적용한 것을 제외하면 Baker et al(2016)에서 산출한 경제정책불확실성 지수 산출 방법과 동일하다. <그림-1.3>은 상술한 방식을 통해 추계한 미디어 불확실성 지수와 기존의 EPU 지수를 나타낸 그림이다.

[그림 1.3] EPU 지수와 미디어 불확실성 지수¹⁾



주 : 1) 그림에 나타난 두 지수 모두 표준화된 지수임

<그림-1.3>을 통해 알 수 있듯이 미디어 불확실성 지수는 90년대 금융실명제 실시, 김일성 사망, 03년 이라크 전쟁, 유럽 재정위기, 미국 신용등급 하락 및 박근혜 대통령 탄핵시기 등에서 경제 불확실성이 크게 증대되었음을 나타내고 있다. 그러나 EPU 지수와 미디어 불확실성 지수는 98년 외환위기의 불확실성 정도를 과소평가하고 최근 대통령 탄핵시기의 경제 불확실성을 과대평가하는 경향이 있음을 <그림-1.3>을 통해 알 수 있다. IMF 구제 금융을 신청한 97년 11월을 전후를 기준으로 발생한 대기업들의 연쇄 부도, 태국 등 동남아시아 국가들의 외환위기 및 종금사 폐쇄 등의 사건 등은 경제주체들로 하여금 향후 경제전망 자체를 어렵게 하는 큰 경제적 사건들이었다. 그러나 EPU 지수와 미디어 불확실성 지수는 동 시기의 경제적 사건으로 인해 발생할 수 있는 불확실성의 증대를 제대로 포착하지 못하고 있다.

그리고 16년 10월부터 17년 3월까지의 기간을 포함한 대통령 탄핵시기의 불확실성은 경제적 불확실성보다는 정치적 불확실성으로 해석하는 것이 더 타당하다고 볼 수 있다. 동 시기의 주요 경제지표를 살펴보자. 대

표적인 경제지표인 경제성장률은 16년 4분기 및 17년 1분기에 각각 전분기 대비 0.8, 0.9% 상승하였다. 특히 경제적 불확실성에 민감하게 연결된 설비투자⁷⁾는 오히려 동 시기에 전분기 대비 5.4, 4.5% 상승하였다. 이러한 통계적 사실은 EPU 지수와 미디어 불확실성 지수가 동 시기의 경제적 불확실성의 정도를 과대평가하고 있음을 우리에게 알려주고 있다.

2. 중립적 의미의 불확실성 지수 및 복합지수 작성

상술한 바와 같이 “경제” 및 “불확실성” 등을 포함한 뉴스의 빈도를 기반으로 작성된 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수는 외환위기 시기의 경제적 불확실성의 정도를 과소평가하고 최근 대통령 탄핵 시기의 경제적 불확실성의 정도를 과대평가하는 등 경제적 불확실성의 지수로서 어느 정도 한계점을 포함하고 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 본 논문에서는 중립적 의미의 불확실성 지수를 작성한다.

Romer(1990)는 대공황 시기의 주식시장의 급격한 가격 변동이 경제주체들로 하여금 미래 소득에 대한 전망을 어렵게 만들어 경제적 불확실성을 증대시키고 나아가 가계의 내구재 소비를 위축시켜 불확실성이 대공황의 하나의 원인이 되었다고 주장하였다.⁸⁾ 또한 Romer(1990)에 따르면 불확실성의 증대가 내구재 소비의 급격한 하락으로 이어지기 위해서는 불확실성의 증대가 일시적이라고 경제주체들이 인식해야 하며 내구재 소비는 일단 지출이 되었으면 회수가 불가능해야 한다는 전제가 필요하다.

7) Bernanke(1983)에 따르면 일시적인 불확실성의 증대는 투자의 즉각적인 하락으로 이어진다.

8) Romer(1990)은 이러한 주장을 “불확실성 가설(Uncertainty Hypothesis)”이라 지칭하고 계량적인 분석 및 경제기사 등을 통해 동 가설을 검증하였다.

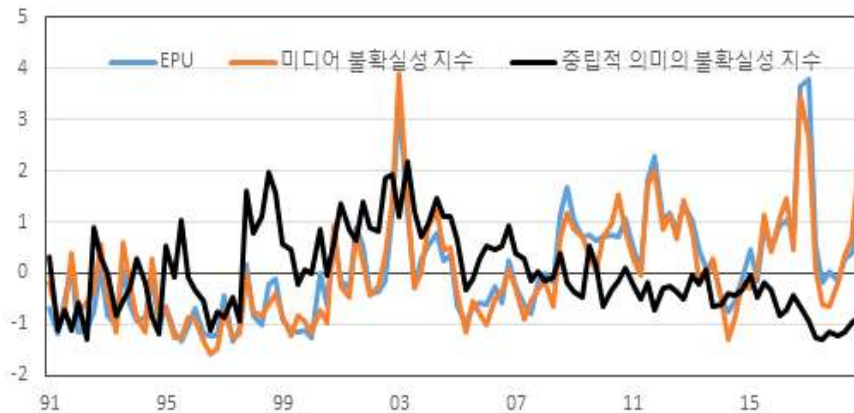
이러한 주장을 입증하기 위해 Romer(1990)은 내구재 소비를 종속변수로 지정하고 전기 경제성장률, 전기 주식시장 변동성 및 실질 주가 상승률을 설명변수로 설정한 회귀 분석을 통해 주가 변동성의 확대가 내구재 소비의 하락으로 이어짐을 실증적으로 입증하였다. 또한 1929년 미국의 주가 변동성 확대가 경제주체들이 인식하는 불확실성의 증대로 이어짐을 입증하기 위해 주요 언론매체의 기사를 제시하였다. Romer(1990)가 제시하고 있는 경제사적 사료 등은 1929년 미국 주식시장의 붕괴 이후 많은 경제 전문가들이 향후 경제에 전망에 있어서 어려움을 겪고 있음을 보여주고 있다. 즉, 대공황 시기의 경제 전문가들은 향후 경제가 긍정적일지 아니면 부정적일지에 대한 합의가 이뤄지지 않았음을 Romer(1990)는 사료를 통해 이를 제시하고 있다.

이러한 Romer(1990)의 불확실성 전달경로에 대한 분석을 토대로 본 논문에서는 “경제”, “전망”, “전문가” 및 “엇갈” 등의 단어가 포함된 뉴스의 빈도를 통해 중립적 의미의 불확실성 지수를 작성한다. 즉, 본 논문에서는 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수처럼 “불확실”을 직접적으로 포함한 불확실성 지수와 달리 Knight(1921)가 제시한 불확실성의 개념에 보다 적합한 불확실성 지수를 제시하고 이를 중립적 의미의 불확실성 지수로 지칭한다. 동 지수를 작성 과정은 미디어 불확실성 지수의 작성 과정과 동일하다. 다만 미디어 불확실성 지수에서는 “경제” 및 “불확실” 등을 포함한 뉴스를 기반으로 하였지만 중립적 의미의 불확실성 지수는 상술한 바와 같이 “경제”, “전망”, “전문가” 및 “엇갈” 등의 단어가 포함된 뉴스를 기반으로 한다.

<그림-1.4>는 EPU 지수, 미디어 불확실성 지수 및 중립적 의미의 불확실성 지수를 함께 나타낸 그림이다. <그림-1.4>에서 알 수 있듯이 중립적 의미의 불확실성 지수는 기존의 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지

수가 내포한 한계점인 외환위기 시기 와 최근 대통령 탄핵시기의 과소 혹은 과대평가된 불확실성 정도를 어느 정도 개선한 것으로 나타났다.

[그림 1.4] EPU 지수, 미디어 불확실성 지수 및 중립적 의미의 불확실성 지수¹⁾



주 : 1) 그림에 나타낸 세 지수 모두 표준화된 지수임

그러나 <그림-1.4>에서 제시된 중립적 의미의 불확실성 지수는 08년 글로벌 금융위기, 11년 유럽 재정위기 등 대외부분에서 발생하여 국내 경제에 영향을 미칠 가능성이 높은 해당 시기의 불확실성 정도를 기존의 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수보다 잘 포착하지 못하는 한계점을 내포하고 있다.

본 논문에서는 이러한 미디어 불확실성 지수와 중립적 의미의 불확실성 지수의 한계점을 극복하기 위해 두 지수에 가중치를 부여하여 작성된 복합지수를 제시한다. 두 지수의 가중치를 단순히 0.5씩 부여하여 불확실성을 나타내는 복합지수를 작성할 수 있지만 본 논문에서는 다음의 방식을 통해 두 지수의 가중치를 산출하였다.

먼저 Romer(1990)의 가설처럼 일시적인 불확실성 증대로 인한 경제주

체의 지출 감소는 대공황 같은 경제위기로 이어질 가능성이 존재하기 때문에 “경제” 및 “위기” 등의 단어를 포함한 뉴스 빈도를 기반으로 하여 미디어 위기 지수를 작성한다. 그리고 미디어 위기 지수를 종속변수로 지정하고 미디어 불확실성 지수와 중립적 의미의 불확실성 지수를 설명변수로 하는 회귀식을 추정한 후 추정된 계수의 값을 통해 두 지수의 가중치를 산출한다. 아래 회귀식에서 c 는 절편을 x_1 과 x_2 는 각각 미디어 불확실성 지수와 중립적 의미의 불확실성 지수를 나타낸다.

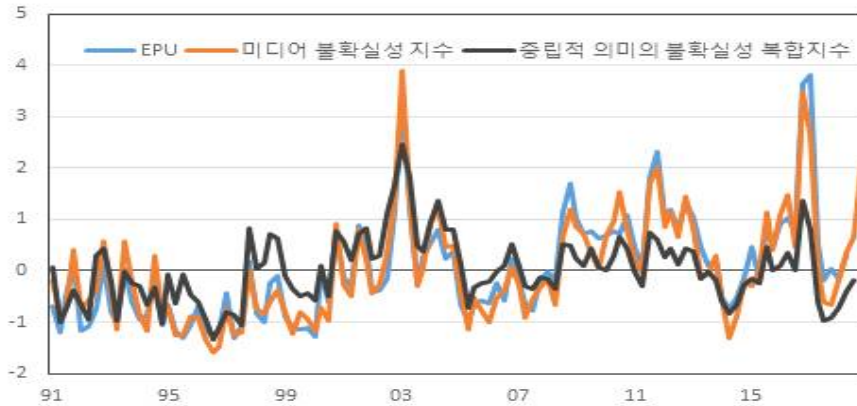
$$y_t = c + \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \epsilon_t$$

[표 1.2] 추정 결과

	추정치	t값	p값
\hat{c}	0.0063	0.0386	0.9693
$\hat{\beta}_1$	0.2974	1.8564	0.0661
$\hat{\beta}_2$	0.3142	1.6013	0.0939
R^2	0.1584		

<표-1.2>는 위의 회귀식의 추정 결과를 나타낸 표이다. 추정된 β_1 및 β_2 의 값을 근거로 본 논문에서는 미디어 불확실성 지수에 0.48을 중립적 의미의 불확실성 지수에는 0.52의 가중치를 부여한 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 작성하였다. <그림-1.5>는 상술한 방식으로 산출된 중립적 의미의 불확실성 복합지수와 기존의 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수를 함께 나타낸 그림이다.

[그림 1.5] EPU 지수, 미디어 불확실성 지수 및 중립적 의미의 불확실성
복합지수¹⁾



주 : 1) 그림에 나타낸 세 지수 모두 표준화된 지수임

<그림-1.5>에서 알 수 있듯이 새롭게 작성된 중립적 의미의 불확실성 복합지수는 98년 외환위기, 03년 이라크 전쟁, 08년 글로벌 금융위기 및 11년 유럽 재정 위기 등 경제적 불확실성이 높은 시기를 비교적 잘 포착하고 있다. 또한 기존 EPU 지수가 98년 외환위기 시기의 불확실성의 정도를 과소평가한 반면 복합지수는 동 시기의 불확실성 정도를 비교적 높게 평가하고 있다. 그리고 중립적 의미의 불확실성 복합지수는 16년 말 박근혜 대통령 탄핵시기처럼 정치적인 불확실성의 정도는 높지만 경제적인 불확실성으로 연결되지 않은 시점의 불확실성을 기존 EPU 지수보다 낮게 평가하고 있음을 <그림-1.5>을 통해 우리는 알 수 있다.

본 논문에서는 기존의 EPU 지수의 한계점을 극복한 새로운 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 기반으로 경제주체가 미디어를 통해 경제 불확실성의 정도에 대한 정보를 얻는다고 가정한다. 그리고 다음 절에서는 새롭게 작성된 불확실성 지수를 기반으로 경제주체의 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성한다.

1.2.2 제한된 합리성을 반영한 불확실성 지수

1. 이론 모형

실생활에서 소비자들은 특정 제품을 소비하고자 할 때 제품군에 있는 많은 상품들의 특징과 가격 등을 보고 본인이 최고로 선호하는 제품을 선택한다. 이러한 과정에서 소비자들은 한 제품군에 속해있는 수많은 상품들의 특징을 비교하고 이해해야 하는데 이러한 행위에는 많은 시간과 노력이 필요하게 된다. 그렇다면 현대의 소비자들은 이렇게 심각한 고민을 통해 최종적인 선택을 하는 것일까?

위의 질문에 대해 마케팅 분야에서는 소비자의 선택 행위에 이러한 과정이 많이 생략된 채 이뤄진다고 주장하고 있다. 마케팅 분야에서는 이러한 현상을 설명하고자 고려대상집합(consideration set)이라는 개념을 도입하였다⁹⁾. 고려대상집합이란 소비자들이 소비를 선택할 때 선택가능성이 있는 상품군의 집합을 의미하며 고려대상집합은 모든 상품군이 포함된 집합의 부분집합으로 정의될 수 있다. 고려대상집합에 포함되어 있지 않는 상품은 전체 상품군의 집합에는 포함되어 있으나 선택가능성이 없기 때문에 소비자의 최적화 문제에서 선택할 수 있는 대상이 되지 못한다. 즉, 소비자의 최적화 문제에서 고려대상집합에 포함되어 있지 않는 상품은 제외된다.^{10)·11)}

9) Howard and Sheth (1969)에 의해 최초로 고려대상집합의 개념이 도입되었으며 Hauser and Wernerfelt (1990), Roberts and Lattin (1991)은 고려대상집합 형성에 대한 이론적 근거를 제시하고 실증분석을 통해 모형의 현실 설명성을 보이고 있다.

10) 소비자의 선택에서 고려대상집합이 중요한 역할을 하고 있음을 보여주는 사례는 Brown and Wildt (1992)와 Hoyer(1984)에 소개되어 있다.

11) Simon(1955)은 간략한 모형을 통해 고려대상집합의 형성은 의사결정자가 전체 상품군에 속해 있는 상품들을 차례대로 살펴보는 과정에서 임계치(threshold)를 넘는 만족감을 주는 상품을 선별하는 과정에서 이뤄진다고 주장하였다.

20세기 들어 정보통신산업의 급격한 성장은 경제주체들에게 수많은 정보를 제공하였으며, 소비자들은 본인의 노력과 시간을 충분히 투자한다면 최적소비를 얼마든지 할 수 있게 되었다. 그러나 Simon(1971)은 경제주체에게 제공되는 정보가 많아질수록 사람들의 주의력은 감소하게 되고 오히려 사람들의 정보소비가 감소하게 되는 부작용도 존재한다고 지적했으며, Oppenheimer et al(2009)은 과다한 정보가 사람에게 제공될수록 정보 수용자의 주의력이 감소하는 것을 실험을 통해 보여주었다. 즉, 현대 사회의 소비자는 정보 과잉의 세상에서 모든 정보를 다 수용하지 못하고 제한된 주의력 하에서 자신의 최적 행위를 결정한다고 볼 수 있다.

이러한 사실을 종합해본다면 경제주체가 최적행위를 하는데 있어서 필요한 정보처리능력은 인지적, 물리적 등 여러 가지 제약으로 인해 그 능력이 제한된다. 거시경제여건의 변화가 경제주체의 행위에 영향을 미치는지 파악하기 위해서는 먼저 사람들이 거시경제여건에 대한 정보를 어떻게 수용하는지를 살펴봐야 한다. 위에서 언급했듯이 사람들은 인지적·물리적 제약으로 인해 거시경제여건을 다룬 뉴스의 모든 내용 및 뉴스개수를 세세히 기억하지 못한다. 따라서 본 장에서는 경제주체가 현재의 거시경제상황을 숫자로 파악하지 않고 국면(Regime)으로만 이해하는 것으로 가정한다. 예를 들어 경제주체는 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 정확한 숫자 자체를 기억하여 비교하는 것이 아니라 ‘불확실성이 높다’ 혹은 ‘불확실성이 낮다’는 두 개의 상황으로 경제주체는 경제상황을 이해하는 것이다.

상술한 경제주체의 정보처리과정을 통신채널의 개념을 도입하여 설명하면 다음과 같다. 경제주체는 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 내용을 통신채널을 통해 전송하고 수용된 불확실성의 정도가 ‘높다’ 혹은 ‘낮다’로 인지된다고 하자. 즉, 확률변수인 불확실성 지수가 취할 수 있는

값의 전체 범위에서 경제주체는 일정한 기준에 따라 범위를 분할하여 불확실성의 정도를 0 또는 1로 인식하게 되는 것이다. 경제주체에게 전달되는 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 값을 b 라고 하고 이에 대한 표현을 인지된 불확실성의 정도를 \hat{b} 로 표기한다면 \hat{b} 의 값은 $\hat{b}=0$ 또는 $\hat{b}=1$ 이 된다.

먼저 본 논문에서는 Cover and Thomas(2012)와 윤택(2017)에서 사용된 양자화(quantization)방법론을 통해 중립적 의미의 불확실성 복합지수에 대한 단순화된 표현을 도출한다. 아래의 내용은 윤택(2017)에 소개된 내용이다.

불확실성 지수에 대한 양자화를 설명하기 위해 불확실성 지수의 확률 밀도분포함수를 $f(b)$ 로 표기하고 다음과 같이 평균제곱오차를 최소화하는 문제를 풀어 도출된 \hat{b} 을 양자화로 표현된 불확실성 지수로 나타낸다.

$$D = \min_{D(b,R)} \int_{-\infty}^{\infty} \sum_{i=1}^{2^R} (b - \hat{b}_i)^2 f(b) db \quad (1)$$

여기서 $D(b,R)$ 은 불확실성 복합지수를 양자화된 표현으로 나타낸 집합이며 다음과 같이 정의된다.

$$D(b,R) = \{\hat{b} | i = 1, \dots, 2^R\}$$

본 논문에서는 경제주체가 불확실성의 정도를 “높다” 혹은 “낮다”는 두 개의 상황으로 이해한다고 가정했기 때문에 연속인 구간을 나누는 척

도인 R 의 값은 $R=1$ 이 된다. 만약 중립적 의미의 불확실성 복합지수가 정규분포 $N(\mu, \sigma^2)$ 를 따르고 $R=1$ 이라면 양자화로 표현된 \hat{b} 의 값은 다음과 같이 주어진다.

$$\hat{b} = \begin{cases} \mu_b + \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_b & \text{if } b \geq 0 \\ \mu_b - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_b & \text{if } b < 0 \end{cases} \quad (2)$$

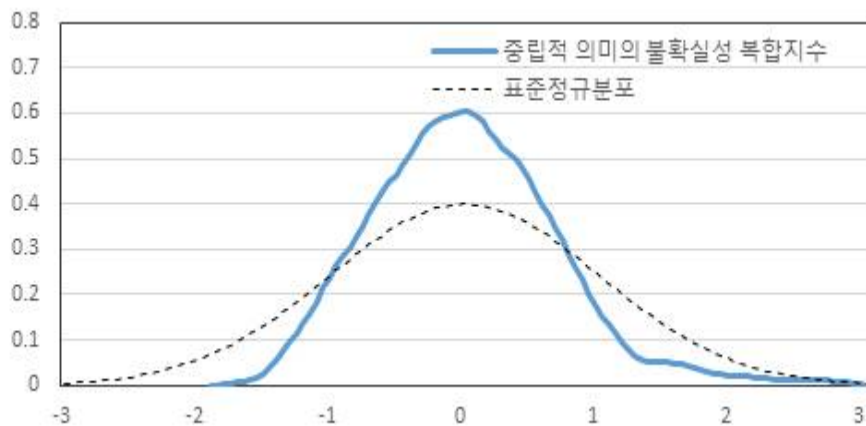
위에서 도출된 양자화된 불확실성 지수는 경제주체가 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 분포는 명확하게 알고 있으나 매 시점마다 실현되는 지수의 값은 시간적·물리적·인지적 제약 등으로 인해 정확하게 관측하지 못한다는 가정에 근거하여 도출된 것이다.

2. 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수 작성

<그림-1.6>은 커널밀도추정(kernel density estimation)을 통해 추정한 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 확률밀도분포함수와 표준정규분포의 확률밀도분포함수를 보여주고 있다. 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 확률밀도분포함수는 파란 실선으로 표준정규분포의 확률밀도분포함수는 검은 점선으로 표현하였다. 상술했듯이 경제주체가 불확실성 복합지수의 분포를 정확히 알고 있으나 매기 실현되는 값을 모르고 단지 “불확실성이 높다” 혹은 “불확실성이 낮다”로 판단하기 때문에 우리는 불확실성 복합지수의 확률밀도분포함수가 정규분포를 따르는지 먼저 확인해야 한

다. 본 논문에서는 불확실성 복합지수를 산출할 때 표준화한 지수를 활용했기 때문에 불확실성 복합지수가 표준정규분포를 따른다면 그래프의 형태가 난수로부터 구현한 표준정규분포의 모습과 유사해야 한다. <그림-1.6>을 보면 알 수 있듯이 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 확률밀도분포함수는 0을 기준으로 어느 정도 대칭적이지만, 오른쪽으로 긴 꼬리를 가지고 있으며 분포의 양 꼬리의 두께가 표준정규분포의 두께보다 두꺼운 모습을 보이고 있다.

[그림 1.6] 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 분포 추정¹⁾



주 : 1) 표준정규분포는 난수를 추출하여 표현하였다.

<그림-1.6>에서 알 수 있듯이 중립적 의미의 불확실성 복합지수가 표준정규분포를 따르고 있지 않기 때문에 본 논문에서는 아래와 같은 방식으로 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성하였다. 먼저 상술한 바와 같이 민간 경제주체는 불확실성의 정도를 “높다” 혹은 “낮다”는 두 개의 상황으로 인식한다고 가정한다. 그리고 <그림-1.6>에 나타나 있는 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 분포가 표준정규분포와 비표준정규

분포의 합으로 구성된다고 가정한다. 다음으로 (식-1)에 나타나 있는 평균제곱오차의 최소화 문제에서 분포를 나타내는 $f(b)$ 가 표준정규분포와 비표준정규분포의 합으로 나타낼 수 있는 분포를 따른다고 가정했기 때문에 (식-1)의 평균제곱오차를 최소화하는 \hat{b} 를 수치적으로 계산한다. 아래 (식-3)은 상술한 방식을 수식으로 나타낸 결과이다.

$$\hat{b} = \begin{cases} \mu_b + \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_b + \alpha_1 & \text{if } b \geq \mu_b \\ \mu_b - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_b - \alpha_2 & \text{if } b < \mu_b \end{cases} \quad (3)$$

중립적 의미의 불확실성 복합지수의 분포인 $f(b)$ 가 표준정규분포와 비표준정규분포의 합으로 표현된 분포를 따르기 때문에 평균제곱오차를 최소화하는 \hat{b} 는 $f(b)$ 가 정규분포를 따른다고 가정했을 때의 결과인 (식-2)의 \hat{b} 와 (식-1)의 평균제곱오차를 최소화하는 수치해의 합으로 나타낼 수 있고 이를 수식으로 표현한 것이 (식-3)이 된다. 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 분포 중 비표준정규분포를 활용하여 (식-1)의 평균제곱오차를 최소화하는 수치해를 산출한 결과 α_1 과 α_2 는 각각 0.051과 0.032로 추정되었다.

중립적 의미의 불확실성 복합지수가 표준정규분포를 따르지 않음에 따라 본 논문에서는 (식-3)에서 도출된 \hat{b} 의 값을 활용하여 이산형의 형태를 보이는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성하였다. 제한적 합리성을 반영하기 위해 본 논문에서는 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 값이 (식-3)의 높은 영역의 대표값인 $\mu_b + \sqrt{2/\pi} \sigma_b + \alpha_1$ 보다 큰 경

우에 민간 경제주체가 불확실성이 “높다”라고 인지하는 것으로 가정한다. 그리고 (식-2)와 달리 불확실성이 “높다”라고 인지된 영역의 대표값을 1로 “낮다”라고 인지된 영역의 대표값을 0으로 가정하여 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성하였다.

<그림-1.7>은 (식-3)을 통해 추정된 대표값을 활용하여 작성된 제한적 합리성이 반영된 불확실성 지수와 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 함께 보여주고 있다. 파란 실선은 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 의미하며 검은 점선은 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 나타낸다. 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수에는 경제주체가 미디어가 생산하는 기사를 통해 “불확실”과 연관된 단어¹²⁾를 많이 접할수록 해당 시기를 불확실성이 높은 시기로 판단한다는 가정이 반영되었다. 정보처리능력의 제약으로 인해 매기 실현되는 불확실성 복합지수의 값을 정확히 인지하지 못하거나 인지하더라도 시간이 흐를수록 변화되는 불확실성 복합지수의 흐름을 전부 이해하지 못하고 단순한 형태로 인지하는 것이다. <그림-1.7>을 통해 알 수 있듯이 한국의 경제주체는 98년 외환위기 03년 이라크 전쟁 및 신용카드 사태 등의 시기를 불확실성의 정도가 높은 시기로 인지한 것으로 나타났다.

12) “경제”, “불확실”, “전망”, “전문가”, “엇갈” 등의 단어를 의미한다.

[그림 1.7] 중립적 의미의 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수¹⁾



주 : 1) 중립적 의미의 불확실성 복합지수는 표준화하여 표현

본 논문에서는 경제주체가 미디어를 통해 경제여건에 대한 정보를 얻으나 제한된 합리성으로 인해 미디어로부터 얻는 정보가 제한된 형태로 경제주체에게 인지된 상황에서 불확실성이 거시경제에 전달경로에서 경제변수에 미치는 영향을 분석한다. 경제주체가 정보를 받아들이는 한계는 유한하고 이러한 인지적 제약을 반영한 불확실성 지수는 기존의 불확실성 지수에 비해 이산형 반응을 보임을 앞에서 설명하였다. 이러한 상황에서 불확실성의 거시경제적 효과를 실증 분석하기 위해 이산형 반응을 고려하지 않고 불확실성 충격의 효과를 분석한다면 우리는 실제의 상황과 다른 결론에 직면할 수 있다.

다음 장에서는 중립적 의미의 불확실성 복합지수 및 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수 각각을 한국의 경제변수 데이터와 함께 VAR 모형을 추정하는데 사용한다. 그리고 VAR 모형을 추정한 후 충격반응분석을 실시하여 불확실성 충격이 거시경제변수에 미치는 효과를 분석한다. 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 VAR 모형 추정에 사용했다면

중립적 의미의 불확실성 복합지수의 세세한 변화를 기억하고 분석할 수 있는 경제주체가 존재하는 상황에서 불확실성 충격의 효과를 분석한 것이며, 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 VAR 모형 추정에 사용했다면 정보처리 제약에 직면한 경제주체가 존재하는 상황에서 불확실성 충격의 영향을 분석한 것이다.

1.3 불확실성 충격의 거시경제적 효과에 대한 실증분석

1.3.1 모형의 개요

불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과와 경로를 분석하기 위해 본 논문에서는 벡터자기회귀모형(이하 VAR 모형)을 추정한다. 모형의 추정에 활용되는 경제변수는 2장에서 산출한 불확실성 지수, GDP, 소비, 고용률, GDP 디플레이터, 이자율 등을 포함한다. 이중 고용률과 금리를 제외한 경제변수는 로그를 취해 추정에 활용한다. 한편, 한국 경제가 소규모 개방경제임을 반영하여 외생변수에 미국 GDP, 미국 연방기금금리 및 미국 EPU 지수 등을 외생변수로 추가하여 VAR 모형을 추정하였다. 미국 경제변수를 외생변수로 추가할 때, 미국 GDP는 전기 대비 상승률을 미국 연방금리는 원자료를 미국 EPU 지수는 표준화된 지수로 나타내어 VAR 모형 추정에 활용하였다. VAR 모형 추정에 사용된 불확실성 지수는 중립적 의미의 불확실성 복합지수이며 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수도 활용하여 VAR 모형을 추정하였다. 또한 소비는 기존의 실증연구의 사례를 따라 비내구재 지출과 서비스 지출을 합한 계열을 소비의 시계열로 활용하였다. 그리고 GDP, 소비의 각 계열은 총인구수로 나눠 1인당 GDP, 1인당 소비의 개념으로 시계열을 구축하였다.

중립적 의미의 불확실성 복합지수는 1990년 1월부터 월별로 시계열을 산출할 수 있고 국민계정에 포함된 GDP, 소비, GDP 디플레이터 등은 1960대부터 시계열 자료가 존재하나 콜금리 데이터가 91년 1분기부터 시계열이 존재하기 때문에 본 논문에서는 샘플기간을 1991년 1분기부터 2018년 2분기까지로 한정하여 VAR 모형을 추정하였다. 또한 VAR 모형

추정할 때 강건성 검증을 위해 금융위기 시기(97.4분기 ~ 98.2분기, 08.3분기 ~ 09.1분기)를 더미변수로 하여 VAR 모형의 외생변수로 추가한 경우와 시차를 각각 1과 2로 구분한 경우를 분석하였다.

본 논문에서는 불확실성 지수를 가장 외생적인 변수로 설정하여 출레스키 분해(Cholesky decomposition)을 통해 불확실성 충격을 식별하였다. 이러한 설정은 불확실성 충격은 생산이나 소비 등 경제변수에 즉각적인 영향을 미치나 불확실성 충격이 아닌 기타 충격은 충격 발생 시점에서 불확실성에 영향을 미치지 않는다는 가정을 반영한다. Bloom(2009), Baker et al(2016), Basu and Bundick(2017) 등 불확실성 충격이 경제변수에 미치는 영향을 VAR 모형을 통해 보여준 선행연구에서도 불확실성 충격을 가장 외생적으로 처리하였기 때문에 본 논문의 변수배치 순서에 대한 가정은 기존 연구와 일치한다. 또한 가격경직성을 고려하여 인플레이션은 실물변수 다음에 위치하며 정책금리는 Christiano et al.(1999)의 가정을 반영하여 맨 마지막에 위치시켰다. 즉, t 시점의 GDP 및 물가데이터는 t 시점의 정책금리가 정해지기 전에 공표되지 않지만 중앙은행은 t 시점의 실물 및 물가변수에 대한 정보를 가지고 있다고 가정한다. 따라서 VAR 모형의 변수 순서는 불확실성지수, 실물변수, 가격변수, 금리 순으로 요약할 수 있다.

한편, 본 논문에서 불확실성 지수는 상술한 바와 같이 중립적 의미의 불확실성 복합지수 및 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수이며, VAR 모형의 추정에 사용되는 변수에 따라 불확실성 충격의 효과는 지수별로 그 유효성이 다르게 나타날 수 있다. 이에 따라 불확실성 지수별 상대적 유효성에 대한 비교를 위해 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수의 충격 크기를 1로 고정한 뒤 경제변수의 반응을 비교하였다.

1.3.2 불확실성 충격에 대한 경제변수의 이론적 반응 및 선행연구

VAR 모형 추정을 통한 실증분석의 결과를 설명하기 전에 이론적으로 불확실성 충격이 어떠한 경로로 경제변수에 영향을 미치는지 알아본다. 이러한 과정을 거치는 이유는 불확실성 충격이 경제변수에 미치는 영향이 이론적으로 예측하는 방향과 일치하는지를 판단한 뒤에 충격반응함수의 통계적 유의성을 점검하는 것이 바람직하기 때문이다.

불확실성 충격은 소비나 투자와 같은 수요부문에 영향을 주기도 하지만 생산성과 신용공급과 같은 공급경로를 통해서도 실물경제에 영향을 미친다. 먼저 불확실성이 가계를 통해 소비에 미치는 영향을 살펴보자. 가계는 가계소득의 불확실성이 증대될수록 예비적 동기의 저축을 늘리고 이에 따라 가계소비를 줄이게 된다¹³⁾. 다음으로 불확실성 충격이 기업을 통해 실물변수에 영향을 미치는 경로를 살펴보자. 기업은 미래 수익과 판매량에 대한 불확실성이 증가할수록 추가적인 생산과 투자를 하지 않고 불확실성이 해소될 때까지 기다린다(wait and see)¹⁴⁾. 이러한 경우 불확실성 충격은 투자와 생산성에 영향을 미친다. 또한 기업이 새로운 시장에 진입하고자 할 때 불확실성 충격이 발생하게 되면 새로운 시장의 진입을 늦추게 된다. 새로운 시장에 진출하고자 하는 기업들은 대부분 동종 업계에서 생산성이 높은 편이기 때문에 이러한 경우에는 생산과 수출에 영향을 미치게 된다.¹⁵⁾ 이번에는 노동시장을 통해 불확실성 충격이 실물경제에 영향을 미치는 경로이다. 불확실성이 높을수록 가계는 좀 더

13) Romer(1990), Carroll and Kimball(1996)

14) Dixit and Pindyck(1994)

15) Bloom(2009), Disney et al(2003)

생산적인 직장을 찾고자 하지 않고 현 직업에 머무르는 경향이 증대되고 기업은 비어 있는 자리에 대한 채용을 연기하게 되어 노동시장의 매칭은 감소하게 된다. 이러한 경우에는 불확실성이 생산성을 감소시키게 된다.¹⁶⁾ 마지막으로 금융시장을 통해 불확실성이 실물경제에 영향을 미치는 경로이다. 미래 자산가격에 대한 불확실성의 증대는 위험 프리미엄을 상승시키고 가계나 기업의 차입금리를 상승시켜 거시경제 전체로 봤을 때 신용공급, 소비 및 투자가 감소하게 된다.

본 논문에서 VAR 모형에서 사용한 변수들을 기준으로 봤을 때 불확실성 충격은 GDP, 소비, 고용을 감소시키게 된다. 물가의 경우 불확실성 충격이 유효수요를 감소시키는 방향으로 영향을 주기도 하지만 생산성에도 부정적인 영향을 미쳐 총공급도 감소시키므로 방향을 예측하기 어렵다. 참고로 Basu and Bundick(2017)에 따르면 미국의 경우 불확실성 충격은 물가를 감소시키는 것으로 나타났다. 마지막으로 정책금리는 중앙은행이 불확실성 충격을 수요충격으로 식별한다면 하락할 것이며 공급충격으로 식별한다면 대응의 정도가 미미할 것이므로 이를 종합적으로 고려해본다면 하락할 것으로 예측된다.

다음으로 <표-1.3>은 불확실성 충격의 효과를 분석한 주요 실증연구의 결과를 요약한 표이다. 선행연구의 결과를 요약하면, 불확실성 충격이 발생하면 GDP, 소비, 투자 및 고용과 같은 실물변수는 감소하고 물가수준 및 인플레이션은 하락하며 금융변수인 환율은 평가절하가 되고 금리스프레드는 확대되며 정책금리는 인하되는 것으로 요약할 수 있다. 이러한 점을 고려한다면 주요 선행연구의 실증분석 결과는 불확실성 충격이 수요경로를 통해 거시경제에 영향을 미침을 시사하고 있다.

16) Lazear and Splezer(2012)

[표 1.3] 불확실성 충격의 효과를 분석한 주요 선행연구

저자	변수(ordering)	추정기간	변수별 효과
Leduc & Liu (2016)	미시간서베이불확실성지수, 실업률, 인플레이션(CPI), 3개월물 Treasury bills rate	1978.1~2013.10월	(10% 유의수준) 실업률(+0.15%p), 인플레이션(-0.2%p), 금리(-0.3%p)
Baker, Bloom, Davis (2016)	EPU지수, 로그S&P, FFR, 로그고용자수, 로그산업생산지수	1985.1~2014.12월 (lag=3)	(10% 유의수준) 산업생산지수(-1.1%), 고용(-0.35%)
	EPU지수, 로그S&P, FFR, 로그투자, 로그GDP	1985.1~2014.4분기 (lag=3)	(10% 유의수준) GDP(-1.2%), 투자(-6%)
Basu & Bundick (2017)	로그VXO, 로그GDP, 로그소비, 로그투자, 로그총근로시간, 로그디플레이터, FFR	1986.1~2014.4분기 (lag=4)	(5% 유의수준) GDP(-0.2%), 소비(-0.15%), 투자(-0.5%), 총근로시간(-0.2%), 디플레이터(-0.15%), 금리(-0.2%)
Jurado, Ludvigson Ng(2015)	로그IP, 로그고용, 로그소비, 로그디플레이터, 로그신규주문, 로그임금, 근로시간, FFR, 로그S&P, 로그M2, 불확실성지수	1960.7~2011.12월 (lag=12)	생산(-2%), 고용(-1%)
Gilchrist et al.(2017)	로그투자, 로그내구재소비, 로그비내구재&서비스소비, 로그GDP, 로그디플레이터, 불확실성지수, 스프레드(BBB-회사채-국채10년물), FFR	1963.3~2012.3분기 (lag=4)	(5% 유의수준) 투자(-1.5%),내구재(-0.5%), 비내구재&서비스(-0.1%), GDP(-0.2%), 스프레드(+0.15%p)
Fernández-Villaverde et al.(2015)	재정지출충격변동성, 로그GDP, 로그소비, 로그투자, 로그실질임금, 로그근로시간, 로그마크업, 로그디플레이터, FFR	1970.2~2008.3분기 (lag=4)	(10% 유의수준) GDP(-0.2%), 소비(-0.1%), 투자(-2%), 근로시간(-0.5%), 마크업(+0.2%), 디플레이터(-0.5%), 금리(-0.7%p)
김남현,이근영 (2018)	EPU, Kospì, 환율, 선행지수 순환변동치, 실업률 (모든 변수를 차분함)	2000.1~2017.5월 (lag=2)	(누적반응) 코스피(-4.5%p), 환율(+2.3%p), 순환변동치(-0.4%p), 실업률(+0.154%p)
이현창,정원석 (2016)	불확실성지수, GDP갭, 물가상승률, 콜금리	2003.1~2015.3분기	(5% 유의수준) GDP(-0.5%),물가상승률(-0.4%)

1.3.3 충격반응분석

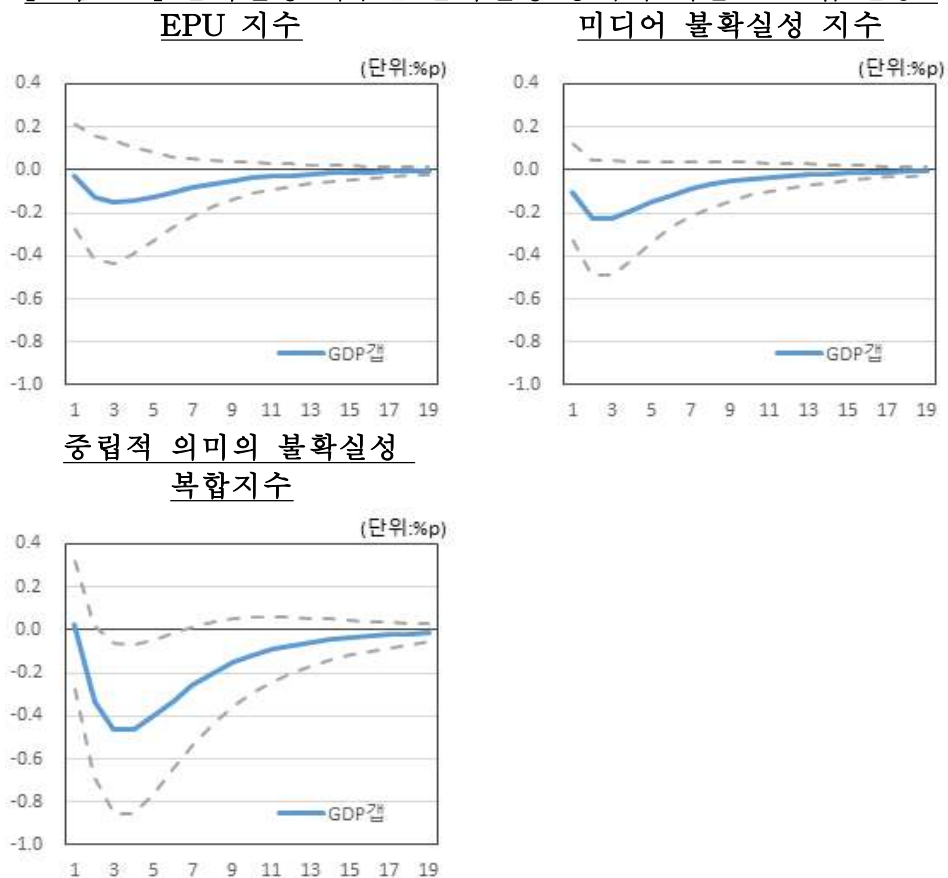
본 논문에서는 불확실성이 실물경제에 영향을 미치는 과정에서 경제주체가 거시경제의 불확실성에 대한 정보를 미디어를 통해 수집한다는 점과 경제주체의 불확실성 정도에 대한 인지가 중요한 역할을 한다는 점을 강조한다. 따라서 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용할 경우 가계가 거시경제 불확실성의 정도를 인지적 제약이 없이 지수의 흐름이나 값을 모두 기억한 경우를 가정한 것이고, 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 VAR 모형 추정에 사용했을 경우에는 인지적 제약으로 인해 불확실성 복합지수의 정확한 수치보다는 불확실성의 정도를 “높음” 혹은 “낮음”의 형태로 인지한 경우를 상정한 것이다.

1. 불확실성 지수별 분석

먼저 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 분석하기 위해 EPU 지수, 미디어 불확실성 지수 및 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 각각 활용하여 지수별 불확실성 충격의 효과를 분석한다. 2장에서 언급한 바와 같이 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수는 불확실성이 높을 것으로 예상되는 외환위기 시기의 불확실성 정도를 과소평가하고 경제적 불확실성이 낮을 것으로 예상되는 박근혜 대통령 탄핵 시기의 불확실성의 정도를 과대평가한다. 그리고 중립적 의미의 불확실성 복합지수는 기존의 뉴스를 활용한 불확실성 지수의 한계를 보완하였다. 본 절에서는 먼저 세 지수별 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 살펴본다. 기존의 VAR 모형을 활용한 불확실성 충격에 관한 실증분석의 선행연구 및 Bernanke(1983)

과 Romer(1990)에서는 불확실성 충격의 거시경제적 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다. 만약 EPU 지수, 미디어 불확실성 지수 및 중립적 의미의 불확실성 지수가 경제 전반의 불확실성의 정도를 잘 나타낸다면 각 지수를 활용한 충격반응분석에서도 불확실성 충격의 효과가 통계적으로 유의하게 나타나야 할 것이다.

[그림 1.8] 불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응¹⁾



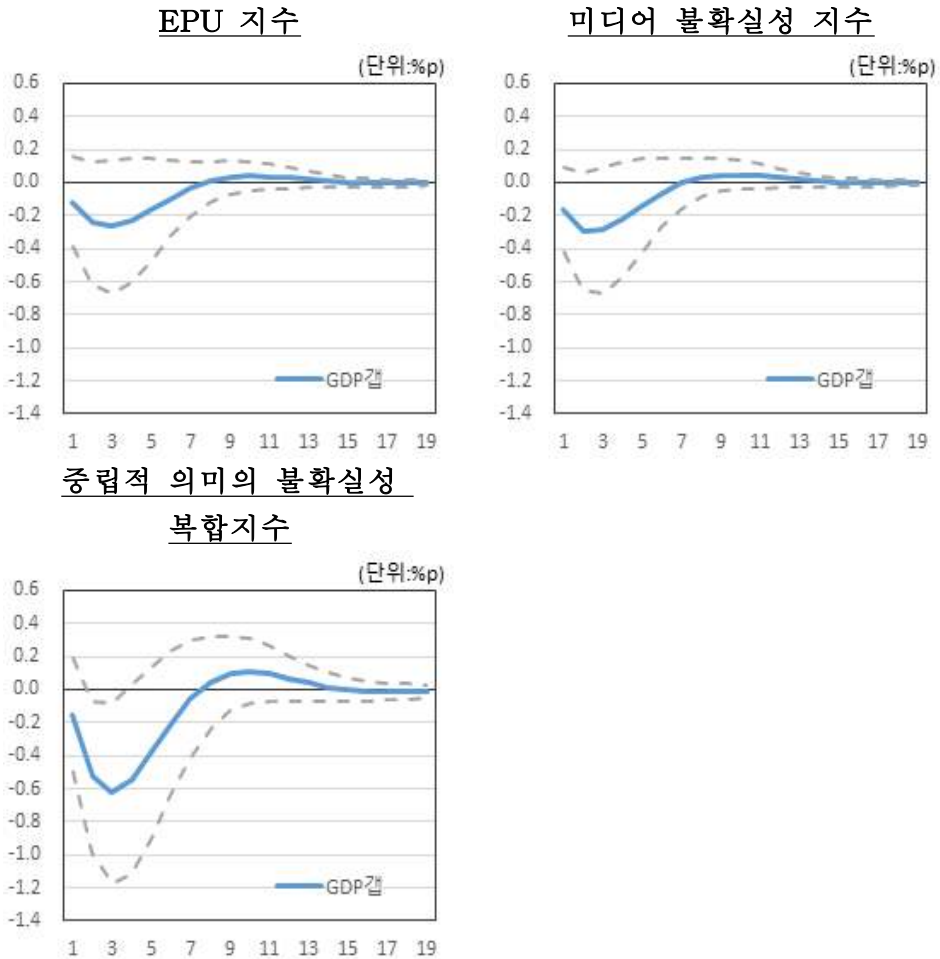
주: 1) 시차는 1이며 금융위기 관련 더미변수가 외생변수로 추가됨. 회색 점선은 90% 신뢰구간을 나타냄

<그림-1.8>은 EPU 지수, 미디어 불확실성 지수 및 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 각각 VAR 모형의 변수로 활용했을 때, 불확실성 충격에 대한 GDP갭의 반응을 나타낸 것이다. VAR 모형의 추정기간은 91.1~18.2분기이며, 추정에 사용된 변수는 불확실성 지수, GDP갭, 소비갭, 고용률, 물가상승률 및 기준금리이고, 외생변수로는 미국 GDP, 미국 연방기금금리 및 미국 EPU 등을 모형에 추가하였다.¹⁷⁾ 그리고 강건성 검증을 위해 추가적으로 외환위기 및 글로벌 금융위기 더미변수를 VAR 모형의 외생변수로 추가하였다. 마지막으로 시차는 1로 설정하였다.

<그림-1.8>에서 알 수 있듯이 불확실성 충격은 GDP갭을 하락시킨다. 다만 기존의 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수를 불확실성을 나타내는 지표로 활용했을 때, 불확실성 충격에 대한 GDP갭의 반응은 통계적으로 유의하게 나타나지 않는다. 그러나 EPU 지수와 미디어 불확실성 지수의 한계점을 보완한 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용했을 때에는 불확실성 충격에 대한 GDP갭의 반응이 통계적으로 유의하게 나타났다. 구체적으로 살펴보면 불확실성 복합지수를 활용했을 때, 불확실성 충격이 발생하고 2분기 이후의 GDP갭은 약 0.4%p 넘게 하락하며, 불확실성 충격 발생 후 1~3분기 동안 불확실성 충격은 GDP갭에 통계적으로 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

17) GDP갭 및 소비갭은 HP필터를 활용하여 추정하였다.

[그림 1.9] 불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응¹⁾



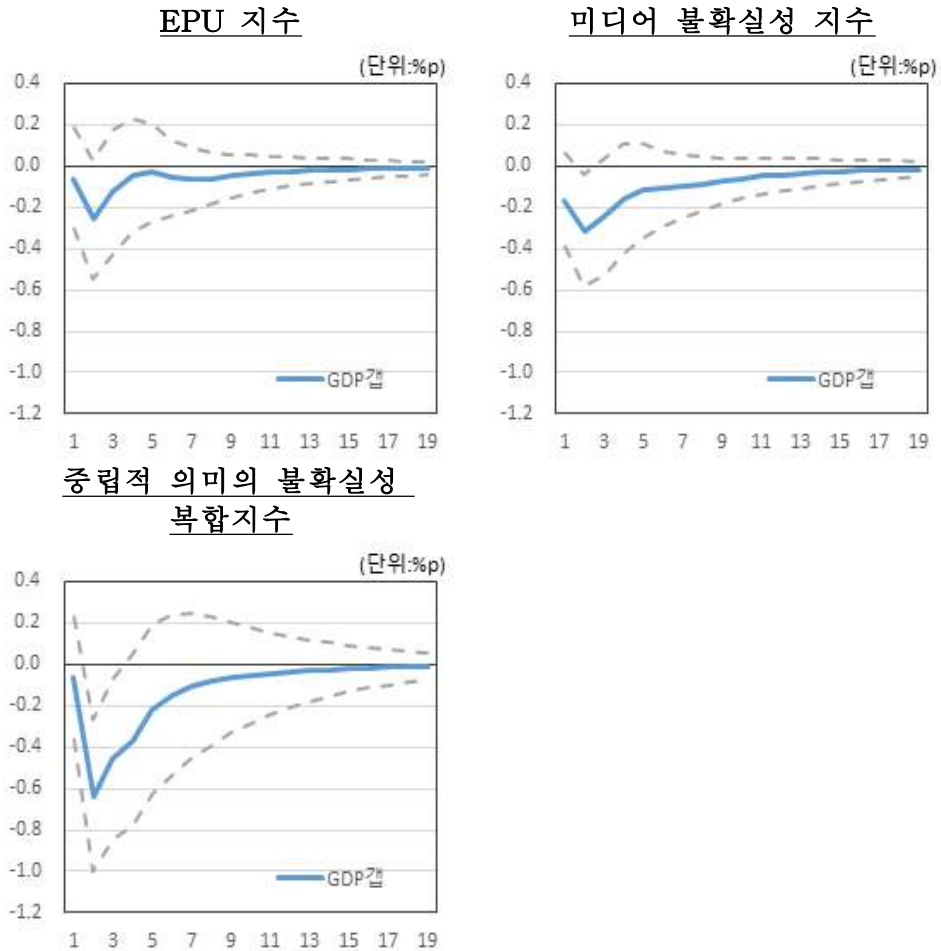
주: 1) 시차는 1이며 금융위기 관련 더미변수가 외생변수에서 제외됨. 회색 점선은 90% 신뢰구간을 나타냄

<그림-1.9>는 <그림-1.8>과 달리 금융위기 관련 더미변수를 제거한 후 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭의 반응을 나타낸 그림이다. 참고로 <그림-1.8>의 경우와 마찬가지로 시차는 1로 설정하였다. <그림-1.9>를 통해 알 수 있듯이 금융위기 관련 더미변수들을 VAR 모형의 외생변수에서 제거하더라도 <그림-1.8>의 결과와 큰 차이를 보이지 않

는다. 즉, EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수를 불확실성 지표로 활용했을 때 불확실성 충격의 GDP갭에 대한 효과는 여전히 통계적으로 유의하지 않지만 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용할 경우 불확실성 충격의 효과는 통계적으로 유의하게 나타났다. 그리고 금융위기 더미변수를 제거할 경우 통계적으로 유의한 불확실성 충격의 GDP갭에 대한 효과는 금융위기 더미변수를 외생변수로 추가했을 때보다 더 크게 나타났다.

<그림-1.10>은 <그림-1.8>과 달리 시차를 2로 설정한 다음 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭의 반응을 나타낸 그림이다. 참고로 <그림-1.8>의 경우와 마찬가지로 외생변수에 금융위기 더미변수들을 추가하여 분석한 결과이다. <그림-1.10>를 통해 알 수 있듯이 시차를 2로 변경하더라도 EPU 지수를 불확실성 지표로 활용했을 때, 불확실성 충격의 GDP갭에 대한 효과는 여전히 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 그리고 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용할 경우에는 불확실성 충격의 효과가 <그림-1.8>과 마찬가지로 여전히 통계적으로 유의하게 나타났다. 다만 미디어 불확실성 지수를 활용할 경우 불확실성 충격의 효과가 통계적으로 유의하게 나타난 것이 시차를 1로 설정했을 때와의 차이점이다.

[그림 1.10] 불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응¹⁾

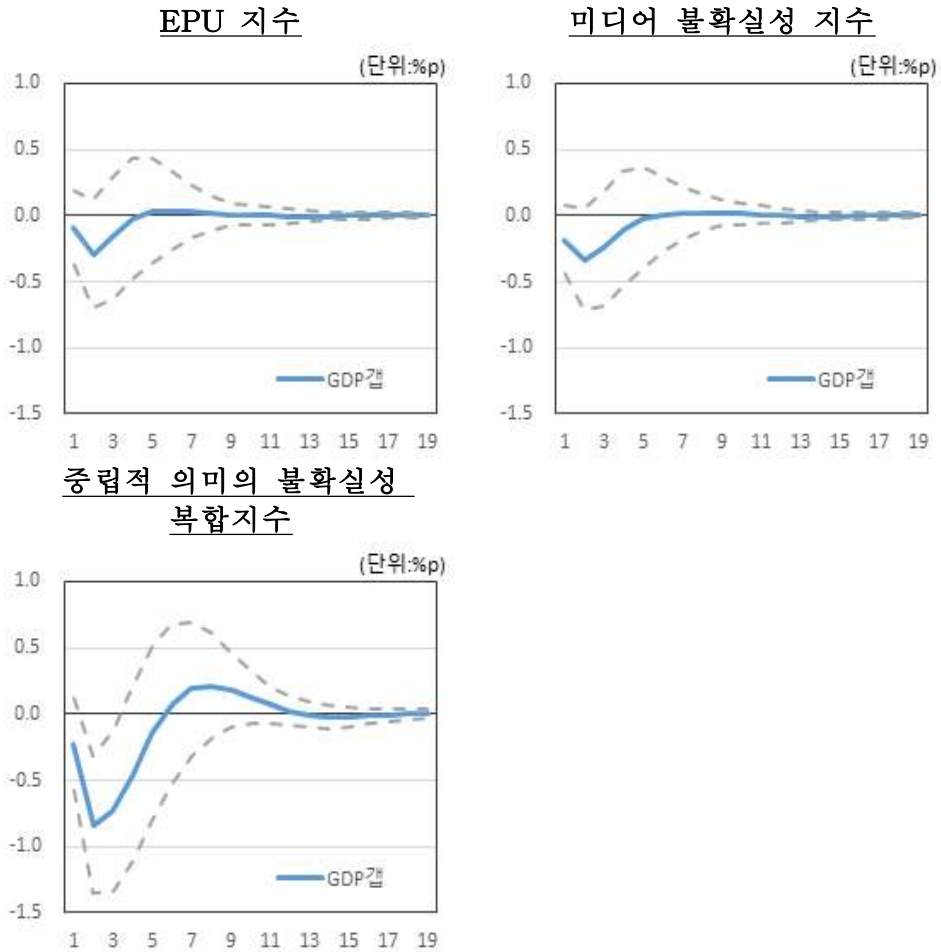


주: 1) 시차는 2이며 금융위기 관련 더미변수가 외생변수로 추가됨. 회색 점선은 90% 신뢰구간을 나타냄

<그림-1.11>은 <그림-1.10>과 달리 금융위기 관련 더미변수를 제거한 후 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭의 반응을 나타낸 그림이다. 참고로 시차는 <그림-1.10>의 경우와 마찬가지로 2로 설정하였다. <그림-1.11>에서 우리가 알 수 있는 것은 <그림-1.8>, <그림-1.9>의 경우와 마찬가지로 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 불확실성의 지표로

활용했을 때에만 불확실성 충격의 GDP갭에 대한 효과가 통계적으로 유의하게 나타난다는 것이다.

[그림 1.11] 불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응¹⁾



주: 1) 시차는 2이며 금융위기 관련 더미변수가 외생변수에서 제외됨. 회색 점선은 90% 신뢰구간을 나타냄

<그림-1.8>부터 <그림-1.11>의 결과에서 우리가 파악할 수 있는 사실은 다음과 같다. 먼저 기존의 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수를 불확실성의 정도를 나타내는 지표로 활용했을 때, 두 지수는 기존의 이론 및 실증연구의 사례에서 말하고 있는 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 잘 나타내지 못하며, 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용했을 경우에만 불확실성 충격의 효과를 잘 나타낸다고 볼 수 있다. 즉, 한국 경제의 불확실성 정도를 지수로 표현하고 이를 경제 분석에 활용하고자 한다면 기존 EPU 지수보다 본 논문에서 작성한 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용하는 것이 바람직하다고 볼 수 있다. 그리고 불확실성 충격은 GDP갭에 대체로 충격발생 1~3분기 동안 통계적으로 유의한 영향을 미치며, 충격에 대한 GDP갭의 반응은 최대 0.4~0.6%p 하락하는 것으로 나타났다. 이는 한국 자료를 활용한 이현창·정원석(2016)의 결과와 비슷한 수치이며, 미국 자료를 활용한 선행연구의 결과보다는 큰 값이다.

2. 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수별 분석

2장에서 작성한 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 활용하여 불확실성 충격에 대한 거시경제적 효과를 실증분석하기 앞서 다른 기준을 통해 작성한 제한적 합리성 지수와 2장에서 제시한 제한적 합리성 지수의 거시경제적 효과를 비교한다. 2장에서 언급했듯이 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수는 원지수인 중립적 의미의 불확실성 복합지수에 임계치에 대한 기준을 부여하여 작성된 이산형의 형태를 보인다. 따라서 원지수에 다른 기준을 부여하여 2장에서 제시한 제한적 합리성 지수와

다른 형태의 지수를 작성할 수 있다. 그러므로 2장에서 제시했던 임계치에 대한 기준과 다른 기준으로 작성된 제한적 합리성 지수와 비교가 필요하다고 볼 수 있다.

아래 <그림-1.12>는 원지수인 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 값이 0보다 클 때 제한적 합리성을 지닌 경제주체가 불확실성이 “높다”라고 인식하는 것을 나타내는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수와 원지수를 함께 나타낸 그림이다. 2장에서 제시했던 제한적 합리성 지수와 비교할 때 0을 기준으로 작성된 제한적 합리성 지수는 경제주체가 불확실성이 “높다”라고 인식하는 시점과 기간이 더 많음을 제시하고 있다.

다음으로 <그림-1.13>은 기존의 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수에서 경제 정책 불확실성이 높은 시기로 제시했던 기간 중에 정치적 사건만을 따로 모아 작성한 제한적 합리성 지수이다. 2장에서 언급했듯이 기존의 EPU 지수와 미디어 불확실성 지수는 16년 박근혜 대통령 탄핵 시기의 경제적 불확실성을 과다 평가하는 경향이 있다. 이에 근거하여 본 논문에서는 기존의 EPU 지수 및 미디어 불확실성 지수에서 경제적 불확실성 보다는 정치적 불확실성이 높은 시기로 추측되는 사건 등을 따로 모아서 이를 통해 이산형의 제한적 합리성 지수를 작성하였다. 즉, 아래 <그림-1.13>에서는 경제주체가 정치적 불확실성을 높게 인식하는 시기를 나타낸 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수와 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 함께 나타낸 것이다.

[그림 1.12] 중립적 의미의 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수¹⁾



주 : 1) 중립적 의미의 불확실성 복합지수는 표준화하여 표현하였으며, 제한적 합리성 지수를 작성할 때 부여된 임계치는 원지수 값을 기준으로 0임

[그림 1.13] 중립적 의미의 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수¹⁾

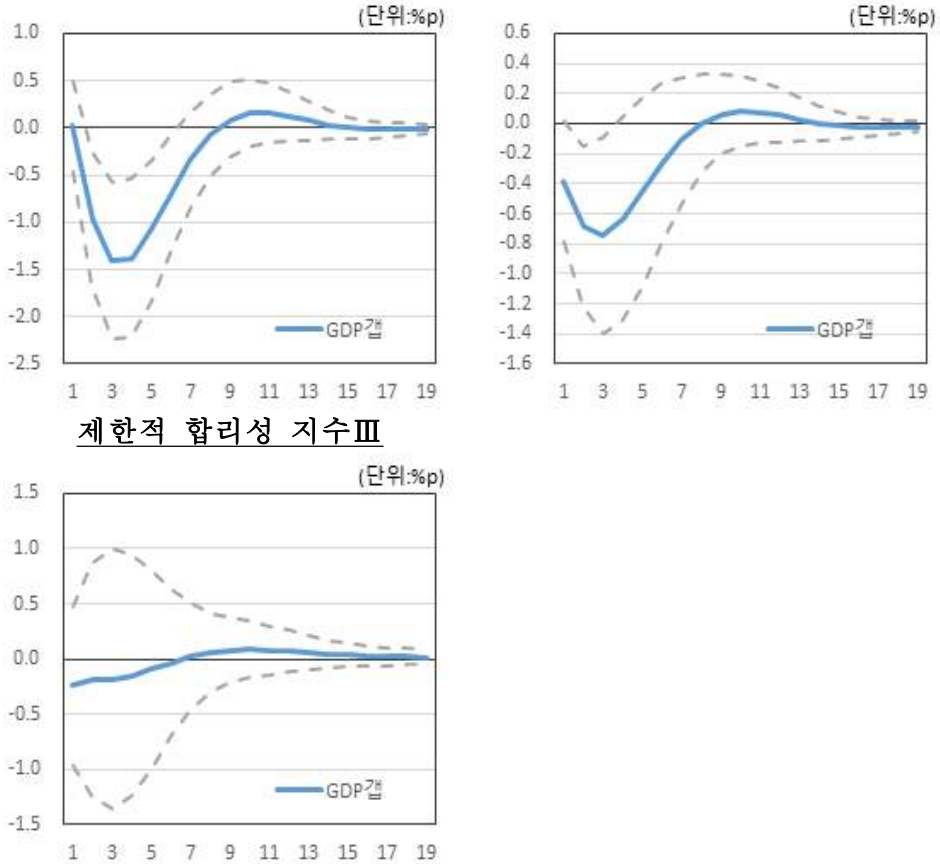


주 : 1) 중립적 의미의 불확실성 복합지수는 표준화하여 표현하였으며, 제한적 합리성 지수의 작성 기준인 정치적 불확실성을 나타낸 사건으로는 92년 대통령 선거, 94년 김일성 사망, 04년 노무현 대통령 탄핵소추 및 16년 박근혜 대통령 탄핵 등임

<그림-1.14>와 <그림-1.15>는 위에서 새롭게 제시하고 있는 제한적 합리성 지수와 2장에서 제시한 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 각각 VAR 모형의 불확실성 지표로 활용하여 불확실성 충격에 대한 GDP갭 및 소비갭의 반응을 나타낸 그림이다. 우선, 2장에서 제시한 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 제한적 합리성 지수 I, 임계치를 0으로 한 지수를 제한적 합리성 지수 II, 마지막으로 정치적 불확실성을 기준으로 작성한 지수를 제한적 합리성 지수 III으로 정의한다. 그리고 VAR 모형의 추정방식은 앞의 불확실성 지수별 분석에서 사용된 방법 중에 <그림-1.9>와 동일하게 시차는 1로 설정하고 금융위기 관련 더미 변수를 외생변수에서 제외하여 모형을 추정하였다.

먼저 제한적 합리성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭의 반응을 살펴보면 2장에서 제시한 제한적 합리성 지수 I 과 임계치를 0으로 설정한 제한적 합리성 지수 II를 불확실성 지표로 활용할 때 불확실성 지수는 GDP갭에 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 것을 <그림-1.14>를 통해 알 수 있다. 반면 경제적 불확실성 보다는 정치적 불확실성이 높은 시기로 해석될 수 있는 사건들을 기준으로 작성된 제한적 합리성 지수 III을 불확실성의 지표로 활용할 때 불확실성 충격은 GDP갭에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 한편, 원지수인 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 불확실성 지표로 활용한 결과인 <그림-1.9>와 <그림-1.14>를 비교해보면, 제한적 합리성 지수 II를 활용한 불확실성 충격의 GDP갭에 대한 효과는 원지수를 활용한 분석 결과대비 큰 차이를 나타내고 있지 않는다.

[그림 1.14] 불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 GDP갭 반응¹⁾
 제한적 합리성 지수 I 제한적 합리성 지수 II

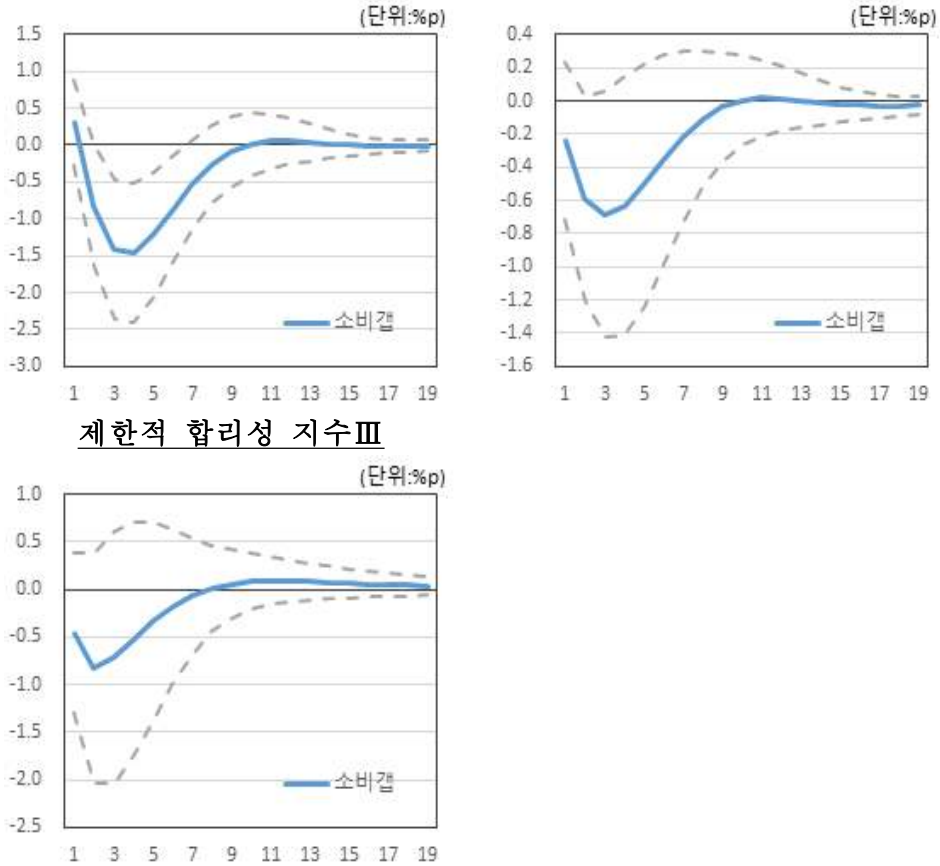


주: 1) 시차는 1이며 금융위기 관련 더미변수가 외생변수에서 제외됨. 회색 점선은 90% 신뢰구간을 나타냄

다음으로 제한적 합리성 지수별 불확실성 충격에 대한 소비갭의 반응을 살펴보자. <그림-1.15>에서 알 수 있듯이 2장에서 제시한 제한적 합리성 지수 I 을 제외한 나머지 제한적 합리성 지수들을 불확실성 지표로 활용하게 되면 불확실성 충격은 소비갭에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다.¹⁸⁾

18) 원지수인 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 VAR 모형에 대입하더라도 불확실성

[그림 1.15] 불확실성 지수별 불확실성 충격에 대한 소비갭 반응¹⁾
 제한적 합리성 지수 I 제한적 합리성 지수 II



주: 1) 시차는 1이며 금융위기 관련 더미변수가 외생변수에서 제외됨. 회색 점선은 90% 신뢰구간을 나타냄

그러므로 이산형의 형태를 보이는 변수를 VAR 모형에 대입하더라도 이산형 변수의 작성기반이 되는 원지수를 활용한 결과보다 항상 통계적으로 유의하거나 큰 효과를 나타내는 것이 아님을 우리는 <그림-1.9>, <그림-1.14> 및 <그림-1.15>를 통해 알 수 있다.

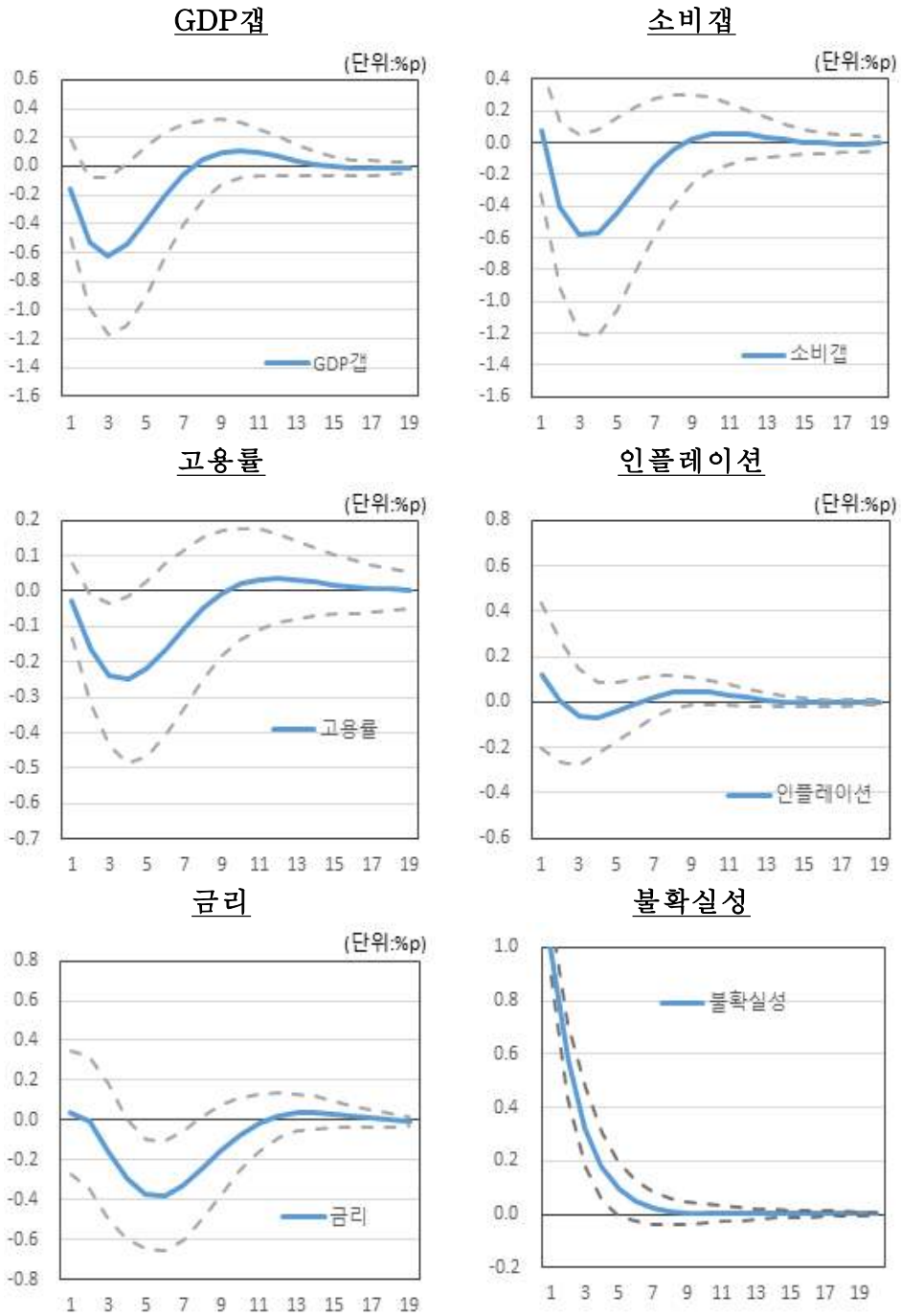
충격은 소비갭에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못함을 <그림-1.16>을 통해 확인할 수 있다.

3. 불확실성 충격에 대한 경제변수 반응

중립적 의미의 불확실성 복합지수가 기존 이론 및 실증분석의 결과와 일치되는 결과를 제시함에 따라 불확실성 복합지수를 불확실성의 지표로 활용하여 VAR 모형을 추정후 충격반응분석을 실시하였다. <그림-1.8>부터 <그림-1.11>에서 알 수 있듯이 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용할 경우 시차의 설정 값 및 외생변수로 금융위기 더미변수 추가 여부와 상관없이 비교적 일관되게 불확실성 충격에 대한 GDP갭의 효과가 나타나기 때문에 아래의 VAR 모형을 통한 실증분석에서는 시차를 1로 설정하고 외생변수는 미국 GDP, 미국 연방기금금리 및 미국 EPU 지수로 설정하였다.

<그림-1.16>은 상술한 VAR 모형 설정하에서 불확실성 충격에 대한 경제변수의 반응을 나타낸 그림이다. <그림-1.16>에서 알 수 있듯이 불확실성 충격이 발생하면 GDP, 소비, 고용 등 실물변수는 하락하며 정책금리 역시 시차를 두고 하락한다. 인플레이션의 경우 불확실성 충격에 대해 통계적으로 유의한 반응을 보이지 않으며 불확실성 충격에 대한 방향성도 판단하기 어렵다. 구체적으로 살펴보면 표준화된 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용할 때 불확실성 충격이 1만큼 발생하면 GDP갭 및 소비갭은 최대 0.6%p 하락하고 고용률은 최대 0.2%p 하락하는 것으로 나타났다. 특히 GDP갭 및 고용률의 경우 불확실성 충격에 대해 통계적으로 유의하게 반응하는 것으로 나타났다.

[그림 1.16] 불확실성 충격에 대한 경제변수 반응¹⁾



주: 1) 불확실성 지표는 중립적 의미의 불확실성 복합지수임. 회색 점선은 90% 신뢰구간을 나타냄

또한 불확실성 충격이 발생하고 1분기 이후부터 불확실성 충격이 거시 경제에 미치는 효과가 본격적으로 발생하며 충격의 효과는 통계적 유의성을 기준으로 봤을 때 최대 1년 정도 지속되는 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 다음으로 불확실성 충격에 대한 기준금리의 반응을 살펴보면 중앙은행은 불확실성 충격이 발생하여 거시경제에 본격적으로 영향을 미치는 시기에 정책금리를 인하하는 것으로 나타났다. 이러한 중앙은행의 정책적 대응은 불확실성 충격이 발생하고 난 4~6분기에 통계적으로 유의한 반응이 나타났으며, 정책금리의 인하폭은 최대 40bp 정도임을 <그림-1.16>을 통해 우리는 알 수 있다.

다음으로 경제주체가 인지능력의 한계로 인해 미디어가 제공하는 경제 불확실성의 정도를 정확하게 인지하지 못하고 “높음” 혹은 “낮음”의 상황으로 인지하는 경우에 경제주체가 인지하는 불확실성 정도에 충격이 발생했을 때 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 살펴보자. 경제주체가 불확실성의 정도를 이산적으로 인지한다는 가정을 정확하게 입증되기 어려우나, 본 논문에서 강조하고 싶은 것은 경제주체가 불확실성을 “높음” 혹은 “낮음”으로 인지한다는 가정하에서 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 살펴보고자 한다는 것이다. 또한 경제주체가 불확실성 지수의 모든 값을 기억하고 이를 기반으로 경제적 선택을 한다는 가정하에서 진행된 기존의 실증분석의 결과 역시 경제주체가 지수의 모든 것을 기억한다는 가정에 한계가 있으므로, 불확실성 충격의 현실 설명력 측면에서 기존 실증분석의 결과가 더 현실 설명력이 높다고 볼 수는 없다. 따라서 <그림-1.17>을 통해 제시하고 있는 결과에 대해서는 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성을 “높음” 혹은 “낮음”으로 이산적으로 인식할

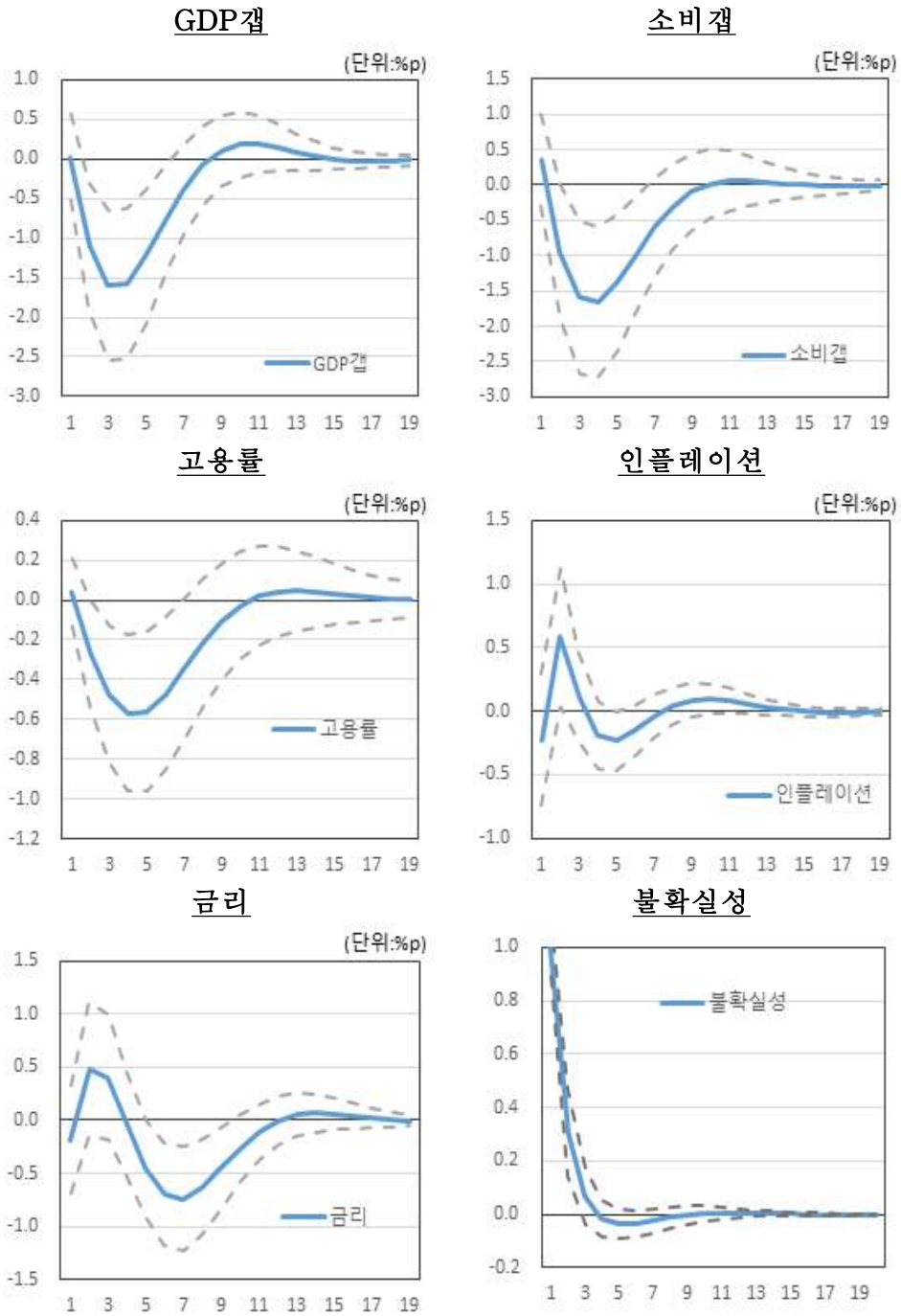
19) 통계적 유의성을 기준으로 하지 않고 불확실성 충격에 대한 실물변수의 반응이 0으로 수렴하는 시점을 기준으로 한다면 불확실성 충격은 최대 2년 정도 지속되는 것으로 나타났다.

때 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 표현한 것으로 해석하는 것이 바람직하다고 볼 수 있다.²⁰⁾

경제주체가 인지능력의 한계로 인해 불확실성의 정도를 “높음” 혹은 “낮음”의 형태로 인식할 때 불확실성 충격에 대한 경제변수의 반응은 <그림-1.17>에 나타나 있다. 불확실성 충격에 대한 GDP, 소비 및 고용의 반응방향은 <그림-1.16>의 결과와 동일하나 반응의 크기는 더 큼을 <그림-1.17>을 통해 알 수 있다. 즉, 제한적 합리성으로 인해 경제주체가 불확실성의 정도를 이산적으로 파악할 때 불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과는 제한적 합리성이 없는 경우와 비교할 때 더 크게 나타난다는 것을 VAR 모형의 추정 결과로 알 수 있다. 한편, 경제주체가 제한적인 합리성을 통해 의사결정을 할 때 불확실성 충격에 대한 인플레이션의 반응은 <그림-1.16>과 비교할 때 다르게 나타났다. 불확실성 충격이 발생하면 인플레이션은 초반 1년 동안 상승하였다가 그 이후에 하락하는 모습을 보이고 있다. 한편 금리의 반응을 살펴보면 <그림-1.16>과 동일하게 불확실성 충격 발생 후 1년이 지난 시기에 통계적으로 유의하게 정책금리가 인하되는 모습을 보인다.

20) 즉, 본 논문에서는 연속형의 복합지수와 이산형의 제한적 합리성 지수를 각각 활용할 경우 불확실성 충격의 거시경제적 효과에 대한 현실 설명력을 논하고 있지 않다.

[그림 1.17] 불확실성 충격에 대한 경제변수 반응¹⁾



주: 1) 불확실성 지표는 제한적 합리성 지수임. 회색 점선은 90% 신뢰구간을 나타냄

본 절의 결과를 요약하면 다음과 같다. 소규모 개방경제를 반영한 VAR 모델을 통해 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 분석할 때 기존의 EPU 지수를 불확실성 지표로 활용하게 되면 불확실성 충격의 영향은 통계적으로 유의하게 나타나지 않지만, 본 논문에서 작성한 중립적 의미의 불확실성 복합지수는 이런 한계를 보완하여 기존의 이론 및 실증 연구의 결과와 부합되는 분석결과를 제시한다. 다음으로 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 파악하게 된다면 불확실성 충격의 거시경제적 효과는 제한적 합리성이 없는 경우에 비해 더 큰 것으로 나타났다. 그리고 2장에서 제시한 제한적 합리성 지수와 중립적 의미의 불확실성 지수에 다른 기준을 부여하여 작성된 제한적 합리성 지수를 각각 VAR 모형의 추정에 활용한 결과, 이산형의 변수가 VAR 모형의 변수로 대입되더라도 항상 원지수 대비 통계적으로 유의하거나 큰 효과를 보이는 것은 아님을 알 수 있었다.

1.4 결론

본 논문은 불확실성 충격의 거시경제 전달경로에서 경제주체가 불확실성에 대한 정보를 미디어를 통해 수집한다는 점과 인지능력의 제약을 가지고 있는 경제주체가 불확실성의 정도를 어떻게 인지하는지에 대한 분석이 중요한 역할을 한다는 점에 주목하였다.

미디어가 생산하는 뉴스를 통해 작성된 기존의 EPU 지수는 경제 정책 불확실성 측면을 강조한 반면 본고에서 작성한 미디어 불확실성 지수는 좀 더 넓은 개념의 경제 불확실성에 초점을 두었다. 그리고 Baker et al.(2016)이 제공하고 있는 경제정책불확실성 지수는 5개 언론사의 기사에 근거하여 작성된 반면 본고에서 추정한 미디어 불확실성 지수는 MBC를 포함한 지상파 뉴스뿐만 아니라 조선일보와 같은 주요 일간지의 기사도 표본으로 포함하고 있다. 또한 언론매체가 생산하였지만 포털을 통해 검색된 뉴스들도 미디어 불확실성 지수 작성 시 가중치로 반영하여 기존의 경제정책불확실성 지수보다 여론영향력을 좀 더 반영한 불확실성 지수를 작성하였다. 이러한 점 등을 고려한다면 본고에서 작성된 미디어 불확실성 지수는 한국의 경제주체가 미디어를 통해 체감하는 불확실성의 정도를 경제정책불확실성 지수보다 잘 반영한다고 볼 수 있다.

다음으로 “경제” 및 “불확실성”에 초점을 둔 EPU 지수와 미디어 불확실성 지수가 외환위기 시절의 불확실성의 정도를 과소평가하고 박근혜 대통령 탄핵시기의 불확실성의 정도를 과대평가하는 한계점을 보완하고자 본 논문에서는 중립적 의미의 불확실성 지수를 작성하였다. 그리고 중립적 의미의 불확실성 지수가 글로벌 금융위기 및 유럽 재정위기 시절의 불확실성의 정도를 낮게 평가하는 점을 보완하기 위해 본 논문에서는 미디어 불확실성 지수와 중립적 의미의 불확실성 지수를 가중평균하여

중립적 의미의 불확실성 복합지수를 제시하였다.

또한 본고에서는 경제주체의 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 작성하였다. 경제주체는 인지능력의 한계로 인해 매월 혹은 분기별 경제 불확실과 관련된 단어를 포함한 기사의 빈도수를 모두 기억하지 못한다. 따라서 본고에서는 경제주체가 불확실성의 정도를 “높음” 혹은 “낮음”으로 인지한다고 가정한 뒤 이산화된 불확실성 지수를 작성하여 경제주체가 실제로 인지할 가능성이 높은 불확실성 지수를 작성하였다.

이렇게 작성된 중립적 의미의 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 활용하여 본 논문에서는 불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과를 VAR 모형을 통해 실증 분석하였다. 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 실증 분석하기에 앞서 본 논문에서 작성한 중립적 의미의 불확실성 복합지수가 기존의 EPU 지수보다 개선된 점을 제시하기 위해 소규모 개방경제를 반영한 VAR 모형을 추정한 후 충격반응분석을 실시하였다. 분석 결과 “경제” 및 “불확실”의 단어를 반영한 EPU 지수와 미디어 불확실성 지수를 불확실성 지표로 활용할 경우 불확실성 충격은 GDP갭에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하지만, 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용할 경우 불확실성 충격은 GDP갭에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 원지수인 중립적 의미의 불확실성 복합지수와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 불확실성 지표로 활용하여 불확실성의 거시경제적 효과를 실증 분석한 결과, 경제주체의 제한적 합리성을 반영할 경우 불확실성 충격은 거시경제에 미치는 효과가 더 큰 것으로 나타났다.

본 논문은 미디어를 통해 경제여건에 대한 정보를 얻는 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 모든 정보를 처리하지 못하는 상황에서 불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과를 실증분석을 통해 보여주었다. 다만 경

제주체가 인지하고 있는 불확실성의 정도가 이산형의 형태로 표현되고 이러한 경제주체의 인지 정도가 VAR 모형 추정변수로 포함될 때 기존 VAR 모형의 추정방법을 통해 불확실성 충격의 효과를 분석할 수 있는지에 대한 고려가 부족한 것도 사실이다. 이러한 점을 반영한 계량적 방법론에 대한 연구는 이후의 연구과제로 남긴다.

1.5 참고문헌

- 김남현, & 이근영. (2018). 국내 경제정책 불확실성이 거시 및 금융 변수에 미치는 영향. 한국경제연구, 36(2), 77-112.
- 김영주, & 정재민. (2010). 국민의 뉴스 소비. 서울: 한국언론진흥재단.
- 문화체육관광부. (2016). 여론집중도조사 보고서
- 윤택. (2017). 설득의 경제학. 박영사.
- 윤택. (2017). 정보의 역할을 고려한 거시경제모형. 서울대학교출판문화원이현창, & 정원석. (2016). 거시경제 불확실성 측정. 한국은행
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. The quarterly journal of economics, 131(4), 1593-1636.
- Basu, S., & Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. Econometrica, 85(3), 937-958.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. The Quarterly Journal of Economics, 98(1), 85-106.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. econometrica, 77(3), 623-685.
- Carroll, C. D., & Kimball, M. S. (1996). On the concavity of the consumption function. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 981-992.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?. Handbook of macroeconomics, 1, 65-148.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary

- policy: a new Keynesian perspective. *Journal of economic literature*, 37(4), 1661–1707.
- Cover, T. M., & Thomas, J. A. (2012). *Elements of information theory*. John Wiley & Sons.
- Disney, R., Haskel, J., & Heden, Y. (2003). Restructuring and productivity growth in UK manufacturing. *The Economic Journal*, 113(489), 666–694.
- Dixit, A. K., Dixit, R. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton university press.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105(11), 3352–84.
- Gilchrist, S., Schoenle, R., Sim, J., & Zakrajšek, E. (2017). Inflation dynamics during the financial crisis. *American Economic Review*, 107(3), 785–823.
- Haddow, A., Hare, C., Hooley, J., & Shakir, T. (2013). Macroeconomic uncertainty: what is it, how can we measure it and why does it matter?.
- Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177–1216.
- Knight, F. H. (1921). *Risk, Uncertainty and Profit*. University of Illinois at Urbana-Champaign's Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship.
- Lazear, E. P., & Spletzer, J. R. (2012). Hiring, churn, and the business cycle. *American Economic Review*, 102(3), 575–79.

- Leduc, S., & Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82, 20–35.
- Nimark, K. P., & Pitschner, S. (2019). News media and delegated information choice. *Journal of Economic Theory*, 181, 160–196.
- Oppenheimer, D. M., Meyvis, T., & Davidenko, N. (2009). Instructional manipulation checks: Detecting satisficing to increase statistical power. *Journal of experimental social psychology*, 45(4), 867–872.
- Romer, C. D. (1990). The great crash and the onset of the great depression. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 597–624.
- Simon, H. A. (1971). Designing organizations for an information-rich world.

Chapter 2. 불확실성의 거시경제적 전달경로

2.1 머리말

불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과를 분석한 많은 실증연구는 불확실성 충격이 수요경로를 통해 거시경제에 영향을 미침을 시사하고 있다(Leduc and Liu, 2016, Basu and Bundick, 2017). 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 산출하여 VAR 모형을 통해 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 분석한 결과 불확실성 충격은 GDP갭과 소비갭을 하락시키지만 인플레이션에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못해 수요경로 뿐만 아니라 공급경로로도 거시경제에 영향을 미칠 수 있다는 해석을 가능케 한다.

본고에서는 불확실성의 거시경제적 전달경로를 정치하게 파악하기 위해 비교적 간단한 뉴케인지안(이하 뉴케인지안 모형)모형을 구축한다. 다만 경제주체의 정보처리 능력에 제한이 없는 전형적인 뉴케인지안 모형과 달리 본고의 뉴케인지안 모형은 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 뉴케인지안 모형을 도입한다. Rotemberg and Woodford(1997)에서는 t 기의 지출을 결정하는 경제주체의 정보집합은 t 기의 경제여건에 대한 정보를 모두 포함하지 못하고 시차를 두고 업데이트 된다고 가정한다. 본 연구에서는 이러한 Rotemberg and Woodford(1997)의 가정을 반영하여 뉴케인지안 모형을 구축한 후 불확실성의 전달경로를 파악하고자 한다.

불확실성의 전달경로를 파악하기 위해 Rotemberg and Woodford(1997)의 가정이 반영된 뉴케인지안 모형에 불확실성의 충수요

곡선경로, 총공급곡선경로 및 통화정책경로 등을 반영한다. Leduc and Liu(2016)와 Basu and Bundick(2017)에서는 불확실성 충격의 수요경로에 대한 근거를 제시하고 있으나, Gilchrist et al.(2017) 따르면 불확실성 충격이 물가나 인플레이션을 상승시킬 수 있는 경로도 존재하기 때문에 불확실성 충격이 수요경로만을 통해 거시경제에 영향을 미친다고 결론을 내리기는 어렵다. 한편 한국은행의 통화정책 결정문이나 의사록을 살펴보면 중앙은행이 정책금리 결정시 경제여건의 불확실성을 고려하고 있음을 알 수 있다. 이를 통해 불확실성의 충격의 통화정책경로도 우리는 고려할 수 있다.

본 연구에서는 경제주체의 정보집합 업데이트의 시차를 반영한 뉴케인지안 모형에 불확실성 충격의 총수요곡선경로, 총공급곡선경로 및 통화정책경로를 도입한 후 불확실성 충격의 실증 충격반응과 모형의 충격반응을 비교하여 경로의 유효성을 검증하고자 한다. 또한 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 활용하여 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 파악할 때, 불확실성 충격의 경로별 영향력을 분석하고자 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형의 주요 특징에 대해 살펴본다. 그리고 3장에서는 2장에서 도입된 뉴케인지안 모형을 충격반응함수 매칭을 통해 모형을 추정하고 불확실성 충격의 거시경제 전달경로에 대한 분석을 실시한다. 마지막으로 4장에서는 본 연구의 결과를 제시한다.

2.2 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형의 주요 특징

정보의 취득에는 비용이 든다. 김영주·정재민(2011)에서는 한국인이 정보를 취득하는 주요 매체에 대한 서베이를 실시하였는데, 지상파 뉴스, 신문 및 포털 뉴스 등이 정보 취득의 주요 매체로 나타났다.²¹⁾ 지상파 뉴스를 전후로 송출되는 광고는 제품가격에 반영되며, 신문을 통해 정보를 얻고자 할 때에는 구독료가 발생하는 것을 고려하면 정보 취득의 비용이 전혀 없다고 볼 수는 없다. 한편 경제주체가 정보를 처리하는데 있어서도 비용이 발생한다. 언론매체의 뉴스를 통해 접하게 된 정보는 경제주체의 사고과정에 반영되지만, 취득된 정보의 중요도를 선별하고 분야별로 구분하는 과정은 시간이라는 비용을 필요로 한다. 또한 경제주체의 인지능력에는 한계가 존재하기 때문에 필요한 정보를 모두 인지하기 위해서는 개인의 시간 및 노력의 비용이 발생한다. 이러한 점들을 고려한다면 경제주체들은 본인이 필요한 정보를 취득하고 처리함에 있어 여러 정신적 혹은 물질적 비용으로 인해 모든 정보를 실시간 처리하고 인지하기는 어렵다.

경제주체의 정보 취득 및 처리비용의 존재는 의사결정에 필요한 정보 집합의 실시간 업데이트를 어렵게 한다. 즉, t 시점의 거시경제여건과 관련된 정보는 경제주체의 정보처리 경직성으로 인해 시차를 두고 $t+d$ 시점의 의사 결정에 반영된다(Rotemberg and Woodford, 1997, Mankiw and Reis, 2002, Coibion and Gorodnichenko, 2015).²²⁾ 예를 들어 t 시점에 주식을 매입하고자 하는 경제주체가 존재한다고 가정해보자. 만약 본

21) 모든 분야에 걸쳐 경제주체는 정보를 취득할 때 지상파 뉴스를 가장 많이 이용하며, 정치·경제·사회 분야를 제외한 나머지 영역에서는 포털뉴스를 그 다음으로 이용한다. 한편 정치·경제·사회 분야에서는 일간신문을 포털뉴스보다 더 많이 이용하는 것으로 나타났다.

22) Rotemberg and Woodford(1997)과 Mankiw and Reis(2002)는 경제주체의 정보처리 경직성을 뉴케인지안 모형에 도입하였으며 Coibion and Gorodnichenko(2015)은 두 모형에 대한 실증분석을 실시하였다. 실증분석 결과 미국의 경우 경제주체의 정보처리 경직성은 대체로 2분기에 걸쳐 발생하는 것으로 추정되었다.

인이 매입에 관심이 있는 개별 회사의 주식이 있다면, 그는 그 회사에 대한 정보들, 예를 들어 재무건전성이나 매출액 증가율 등 향후 주가에 영향을 미치는 정보를 취득하고자 할 것이다. 그러나 위에서 언급된 정보는 회계처리에 필요한 시간으로 인해 t 기에 바로 취득이 가능한 정보가 아니다. 물론 증권사의 애널리스트 보고서를 통해 t 시점의 동 정보에 대한 예측치를 얻을 수 있으나 애널리스트 보고서를 얻기 위해 발생하는 비용 역시 존재한다.

본 연구에서는 불확실성의 전달경로를 파악하기 위해 상술한 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 뉴케인지안 모형을 도입한다. 왜냐하면 t 시점에 발생한 불확실성 충격 역시 경제주체의 정보처리 경직성으로 인해 시차를 두고 경제주체의 정보집합 및 경제변수에 영향을 미칠 가능성이 있기 때문이다. 또한 불확실성 충격의 총수요곡선경로, 총공급곡선경로 및 통화정책경로를 뉴케인지안 모형에 도입하여 불확실성의 전달경로를 파악하고자 한다. 구체적으로는 개별경로를 대표하는 모형의 식에 불확실성의 수준을 나타내는 항을 추가하여 불확실성 충격의 전달경로를 파악한다. 아래는 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형의 식을 나타낸 것이다.^{23) 24)}

23) 본고에서는 한국의 경제주체의 정보처리 경직성의 정도를 1분기로 하였다. Rotemberg and Woodford(1997)에서는 VAR 모형을 통해 통화정책 충격에 대한 분석을 하였는데 통화정책 충격에 대한 실질총생산의 반응이 충격발생 후 2분기가 되어서야 유의미하게 하락하였다. 이러한 실증분석결과에 근거하여 Rotemberg and Woodford(1997)는 미국 경제주체의 정보집합 업데이트의 딜레이 정도를 2분기로 정하고 IS 커브와 필립스 커브를 도출하였다. 그러나 본고에서 추정된 VAR 모형에 따르면 불확실성 충격이 발생하고 1분기 이후에 실질총생산이 유의미하게 하락하는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석의 결과에 근거하여 한국의 경우에는 정보집합의 업데이트 딜레이 정도를 1분기로 설정하였다.

24) 불확실성의 확률과정은 VAR 모형의 추정 결과를 활용한다.

(총수요곡선경로)

$$x_t = E_{t-1}x_{t+1} - \sigma^{-1}E_{t-1}(i_t - \pi_{t+1} - \hat{r}_t^n) \\ + \gamma_d E_{t-1}u_t + \gamma_x u_{t-1} + \gamma_v u_{t-2}$$

(총공급곡선경로)

$$\pi_t = \kappa E_{t-1}x_t + \beta E_{t-1}\pi_{t+1} + \gamma_s E_{t-1}u_t + \gamma_y u_{t-1} + \gamma_u u_{t-2}$$

(통화정책경로)

$$i_t = \hat{r}_t^n + a_1 u_t + a_2 u_{t-1} + \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\phi_x x_t + \phi_\pi \pi_t]$$

(불확실성의 확률과정)

$$u_t = c_1 u_{t-1} + c_2 i_{t-1} + c_3 y_t + c_4 \pi_t + \epsilon_t^u$$

먼저 불확실성의 총수요곡선경로를 나타내는 IS 커브를 살펴보면, 경제주체의 정보처리 경직성을 반영하여 조건부 기대의 근간이 되는 정보집합이 $t-1$ 기에 형성된 것으로 가정하였다. 즉, 전형적인 뉴케인지안 모형의 IS 커브에서는 $E_t x_{t+1}$ 과 $E_t(i_t - \pi_{t+1} - \hat{r}_t^n)$ 이 포함되어 있지만 본 연구에서는 t 기의 지출이 $t-1$ 기의 정보집합에 근거하여 실행된다고 가정하였기 때문에 동 항목의 기대 오퍼레이터가 E_t 대신 E_{t-1} 로 표현되었다.²⁵⁾ 또한 불확실성 충격의 총수요곡선경로를 파악하기 위해 t 기의 불확실성은 t 시점의 지출 결정시 관측 가능하지 않고 $t-1$ 기의 정보집합에 근거하

25) 경제주체의 기대형성은 기대가 형성되는 시점의 정보집합을 통해 이뤄진다. 즉, 다음기 실질총생산에 대한 기대가 t 시점의 정보를 모두 포함한 집합을 통해 이뤄진다면 $E_t(x_{t+1}) = E(x_{t+1} | \mathcal{I}_t)$ 가 된다. 여기서 \mathcal{I}_t 는 t 시점의 정보를 모두 포함한 정보집합이다. 그러나 t 시점에 경제주체가 가지고 있는 정보는 $t-1$ 기의 정보(\mathcal{I}_{t-1})이기 때문에 기대 오퍼레이터가 E_t 가 아닌 E_{t-1} 가 된 것이다.

여 기대치로 IS 커브에 반영되었다. 즉, $E_{t-1}u_t$ 가 IS 커브에 추가된 것이다. 마지막으로 VAR 모형의 충격반응함수와 모형의 충격반응함수 간의 거리를 최대한 가깝게 하기 위해 u_{t-1} 항과 u_{t-2} 항을 추가적으로 IS 커브에 도입하였다.

불확실성 충격이 총수요곡선경로를 통해 거시경제에 영향을 미치는 이론적 근거를 선행연구를 통해 살펴보면 다음과 같다. 우선 지출의 조정에 있어 고정비용이 발생한다면 불확실성이 높은 상황에서는 조정비용의 존재로 인해 소비나 투자의 결정이 미뤄져 총수요가 감소한다(Bloom, 2009, Romer, 1990, Eberly 1994).²⁶⁾ 또한 불확실성이 높은 상황에서는 예비적 동기의 저축이 늘어나 소비가 감소하고 노동공급이 증가하게 된다. 만약 가격경직성이 존재하게 되면 한계비용 하락으로 인해 마크업이 상승하게 되고 이에 따라 노동수요가 감소하게 되어 생산도 감소하게 된다(Basu and Bundick, 2017).²⁷⁾

다음으로 불확실성의 총공급곡선경로를 나타내는 필립스 커브를 살펴보면, IS 커브와 마찬가지로 경제주체의 정보처리 경직성을 반영하여 조건부 기대의 근간이 되는 정보집합이 $t-1$ 기로 형성된 것으로 가정한 후기대 오퍼레이터를 E_t 대신 E_{t-1} 로 대체하였다. 또한 불확실성 충격의 전달경로를 파악하기 위해 $E_{t-1}u_t$ 항목이 필립스 커브의 우측 항에 추가되었으며 총수요곡선경로와 마찬가지로 실증 분석의 충격반응함수와 모형의 충격반응함수의 거리를 최대한 가깝게 하기 위해 u_{t-1} 항과 u_{t-2} 항을 모형에 반영하였다.

26) 조정비용이 존재하게 되면 경제주체의 선택은 연속형의 형태로 나타나기 보다는 “action” 혹은 “inaction”의 모습을 보이게 된다. 이러한 경우 불확실성 충격이 발생하게 되면 경제주체의 선택영역 중에서 “inaction”의 영역이 확대되어 투자가 감소할 수 있다.

27) Basu and Bundick(2017)은 불확실성 충격이 선호충격의 형태로 거시경제에 영향을 미친다고 가정한 DSGE 모형을 통해 불확실성 충격의 효과를 분석하였다. 그리고 가격경직성이 모형에 도입되지 않으면 불확실성 충격으로 인해 실질총생산 및 투자가 증가할 수 있음을 보였다. 즉, 많은 실증분석의 결과인 불확실성 충격에 따른 실질총생산, 소비 및 투자의 하락을 모형으로 도출하기 위해서는 가격경직성이 모형에 도입되어야 함을 이론적으로 제시하였다.

불확실성 충격이 총공급곡선경로를 통해 거시경제에 영향을 미치는 이론적 근거를 선행연구를 통해 살펴보면 다음과 같다. Gilchrist et al.(2017)에서는 고객시장(Customer market)과 금융마찰이 도입되면 불확실성 충격이 발생할 때 유동성이 부족한 기업들이 가격을 인상할 수 있음을 보였다.²⁸⁾ 즉, 불확실성 충격이 발생하면 외부자금 프리미엄이 상승하여 내부유보금이 적은 기업들은 미래의 고객점유율을 포기하더라도 제품가격을 인상하여 내부유보금을 충당한다는 것이다. 이러한 경로가 존재하게 되면 불확실성 충격은 총수요곡선경로뿐만 아니라 총공급곡선경로를 통해 거시경제에 영향을 미칠 수 있게 된다.

마지막으로 불확실성의 통화정책경로를 나타내는 금리준칙을 살펴보면, 이자율 평활화를 반영한 금리준칙에 현재기의 불확실성 수준과 전기 불확실성 수준이 금리준칙식에 추가되었다. 그리고 중앙은행은 불확실성의 정도에 대한 정보를 실시간 취득할 수 있다고 가정하여 통화정책경로에서는 총수요곡선경로 및 총공급곡선경로와 달리 $E_{t-1}u_t$ 이 아닌 u_t 항이 금리준칙에 포함되었다.

불확실성 충격이 통화정책경로 통해 거시경제에 영향을 미치는 근거를 선행연구를 통해 살펴보면 다음과 같다. Fernandez-Villaverde et al.(2015)에 따르면 연준 의사록(1996.01.30.)에서는 재정정책 불확실성의 정도와 불확실성이 소비와 투자에 미치는 영향을 통화정책 수립시 고려해야 한다고 적시되어 있다. 한국의 경우에도 통화정책방향 결정문에 “불확실성”이 자주 포함되어 있으며 국회에 연 2회 보고되는 “통화신용정책 보고서”(2019.2월)의 향후 정책운영 방향에서도 기준금리 운용과 관련하여 “불확실성”을 고려하겠다고 언급되어 있다.²⁹⁾ 이러한 점을 고려

28) 거시 전반적으로 기업들의 내부유보금이 풍부하다면 불확실성 충격에 따른 물가수준의 반응은 음의 방향으로 나타날 것이다. 그러므로 기업의 순이익이 급격히 감소하여 내부유보금이 부족하게 되는 금융위기와 같은 시기가 아니라면 평상시 불확실성 충격은 물가수준을 하락시키는 방향으로 작용할 가능성이 높다.

29) 한국은행 통화신용정책 보고서(2019.2월)는 “글로벌 무역전쟁, 미 연준의 통화정책 정상화, 신흥시장국 금융·경제 상황, 지정학적 리스크 등 불확실성이 여전히 높으므로 그 추이와 영향을 주의 깊게 살펴볼 것이다.”라고 언급하고 있다.

한다면 불확실성 충격의 거시경제 전달경로를 분석함에 있어서 총수요곡선 경로 및 총공급곡선 경로뿐만 아니라 통화정책 경로에 대한 고려도 필요함을 알 수 있다.

2.3 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형 추정

2.3.1 불확실성 충격의 효과

본 절에서는 경제주체가 지출을 결정할 때 과거 정보집합에 근거하여 의사결정을 한다는 가정하에 VAR 모형을 추정한다. VAR 모형을 추정 후 도출된 실증 충격반응함수는 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형의 파라미터를 충격반응함수 매칭을 통해 추정할 때 사용된다. 이러한 모형의 추정방식은 Rotemberg and Woodford(1997)와 Christiano et al.(2005) 추정방식과 동일하다. 먼저 VAR 모형의 추정에 사용된 변수는 HP필터를 적용한 콜금리, 로그를 취한 GDP 디플레이터의 전기 대비 증가율(연율), HP필터를 이용하여 추세가 제거된 실질총생산³⁰⁾ 및 불확실성 지수이다. 민간 경제주체가 정보처리 경직성뿐만 아니라 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 인식했을 때 불확실성 충격의 거시경제적 전달경로도 분석하기 위해 불확실성 지수는 중립적 의미의 불확실성 복합지수 뿐만 아니라 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수도 사용된다. 추정 기간은 91년 1분기부터 18년 2분기까지이며 시차는 SIC(Schwarz Information Criteria)를 따라 1로 정하였다.³¹⁾

민간 경제주체의 정보처리 경직성으로 인해 t 기의 정보집합에 근거하

30) VAR 모형 추정에 사용된 실질총생산은 1인당 실질총생산을 의미한다. 즉, 실질총생산을 경제활동인구로 나눈 시계열을 VAR 모형 추정에 활용하였다.

31) 확보 가능한 콜금리의 시계열이 91.1분기부터 시작되기 때문에 추정기간의 시작시기를 91.1분기로 정하였다.

여 결정되는 경제변수는 t+1기의 지출, t+1기의 물가 및 t기의 정책금리가 된다. 따라서 외생적으로 결정되는 t기의 불확실성 수준까지 VAR 모형에 포함되면 VAR 모형을 통해 불확실성 충격이 경제변수에 미치는 효과를 실증적으로 분석할 수 있게 된다. VAR 모형의 변수순서는 t기의 불확실성 수준, t기의 정책금리, t+1기의 실질총생산, t+1기의 인플레이션을 순으로 결정된다.³²⁾

$$\begin{pmatrix} u_t \\ i_t \\ y_{t+1} \\ \pi_{t+1} \end{pmatrix}$$

여기서 u_t 는 불확실성 지수를, i_t 는 정책금리를, y_{t+1} 은 다음기 실질총생산을, π_{t+1} 은 다음기 인플레이션율(연율)을 나타낸다. 본 논문에서 사용되는 불확실성 지수는 중립적 의미의 불확실성 복합지수와 동 지수를 활용하여 작성된 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수이다.

<그림-2.1>과 <그림-2.2>는 각각 중립적 의미의 불확실성 복합지수(원지수)와 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 활용하여 VAR 모형을 추정하고 불확실성 충격의 크기를 1로 정규화한 후 충격에 대한 경제변수의 반응을 나타낸 그림이다. 참고로 파란색 실선은 경제변수의 반응을 나타내며, 빨간색 점선은 90% 신뢰구간을 의미한다.

<그림-2.1>에서 알 수 있듯이 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 불확실성의 지표로 활용할 경우 불확실성 충격에 대한 실질총생산, 인플레이션율 및 정책금리의 반응은 모두 하락하는 것으로 나타났다. 즉, 경제

32) 불확실성 충격에 대한 대부분의 실증분석에서 불확실성을 가장 외생적인 변수로 처리하였기 때문에 본 연구에서도 불확실성을 가장 외생적인 변수로 설정하였다. 따라서 중앙은행은 t시점의 실질총생산, 인플레이션율 및 불확실성의 정도를 관측하고 정책금리를 결정하게 된다.

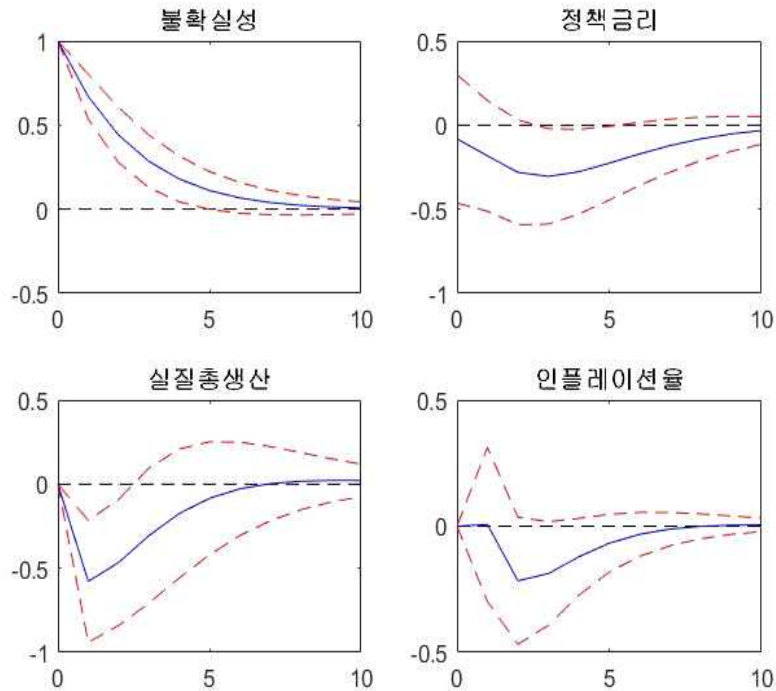
주체가 제한적 합리성의 제약 없이 불확실성의 정도를 모두 인지하고 기억하는 경우에 불확실성 충격은 수요충격으로 거시경제에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다.

불확실성 충격에 대한 경제변수들의 반응을 구체적으로 살펴보면, 실질총생산의 경우 불확실성 충격이 발생하고 1분기가 지난 후에 충격의 효과가 가장 큰 것으로 나타났다. 불확실성 충격이 발생하고 다음기의 실질총생산은 최대 0.5%p 하락하고 그 이후에는 불확실성 충격의 효과가 서서히 감소하다가 6분기 이후에는 그 효과가 사라지는 것으로 나타났다. 통계적인 유의성을 기준으로 살펴보면 불확실성의 충격은 실질총생산에 대해 충격 발생 후 2분기 동안 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로 불확실성 충격에 대한 정책금리의 반응을 살펴보면 불확실성 충격이 발생한 후 3분기 동안 서서히 하락하다가 그 이후에는 충격의 효과가 서서히 사라지는 것으로 나타났다. 통계적인 유의성을 기준으로 정책금리의 반응을 살펴보면 불확실성 충격 발생한 시점부터 3분기 이후에 정책금리의 하락이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그리고 불확실성 충격에 대한 정책금리의 최대 반응 폭은 약 25~30bp 수준임을 <그림-2.1>을 통해 우리는 알 수 있다.

마지막으로 불확실성 충격에 대한 인플레이션의 반응을 살펴보면 인플레이션은 불확실성 충격에 대해 통계적으로 유의하게 반응하지 않는다. 다만, 불확실성 충격에 대한 인플레이션의 반응 방향을 살펴보면 불확실성 충격이 발생부터 1분기가 지난 시점까지 인플레이션은 불확실성 충격에 대해 반응하지 않다가 2분기가 지난 시점에 최대 0.2%p까지 하락한다. 그리고 충격발생 후 3분기가 지난 시점부터는 불확실성의 충격 효과가 서서히 사라지는 것으로 나타났다.

[그림 2.1] 불확실성 충격의 효과(원지수)¹⁾



주: 1) VAR 모형에 사용된 불확실성 지수는 중립적 의미의 불확실성 복합 지수이다.

<그림-2.2>는 경제주체가 정보처리 경직성뿐만 아니라 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 인식할 때 불확실성 충격에 따른 경제변수의 반응을 나타낸 그림이다. <그림-2.2>에서 알 수 있듯이 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 불확실성의 지표로 활용할 경우 불확실성 충격에 대한 실질총생산의 반응은 하락하는 것으로 나타났으나 인플레이션은 충격이 발생한 시점부터 2분기 동안 상승한 것으로 나타났다. 즉, 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 “높음” 혹은 “낮음”으로 인지하는 경우에 불확실성 충격은 공급충격으로 거시경제에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다.

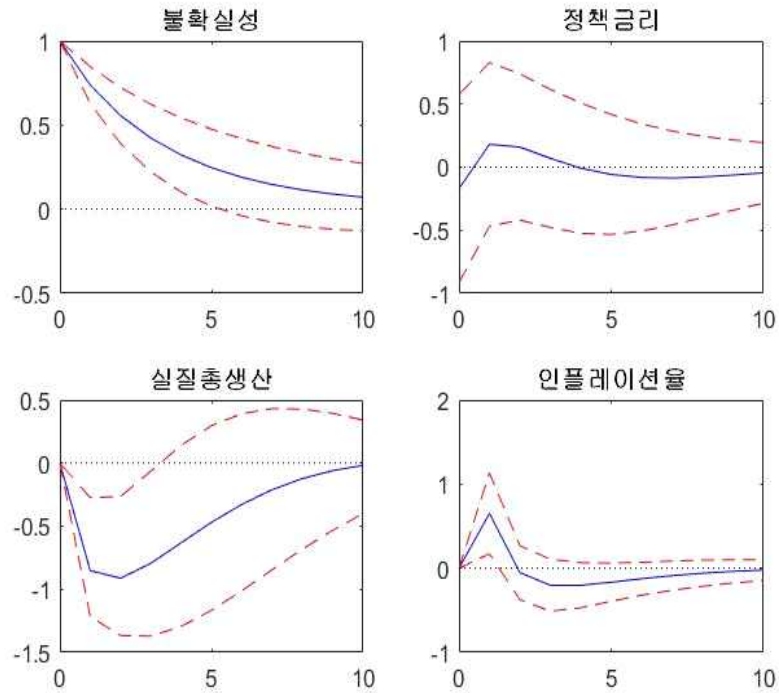
불확실성 충격에 대한 경제변수들의 반응을 구체적으로 살펴보면, 실

질총생산의 경우 불확실성 충격이 발생하고 2분기가 지난 후에 충격의 효과가 가장 큰 것으로 나타났다. 불확실성 충격이 발생한 시점부터 2분기가 지난 시점까지 실질총생산은 최대 0.9%p까지 하락하고 그 이후에는 불확실성 충격의 효과가 서서히 감소하다가 10분기 이후에는 그 효과가 사라지는 것으로 나타났다. 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 정확하게 인지하지 못하는 경우 불확실성의 충격 효과는 제한적 합리성이 없는 경우보다 오래 지속되는 것을 <그림-2.2>를 통해 알 수 있다. 통계적인 유의성을 기준으로 살펴보면 불확실성의 충격은 실질총생산에 대해 충격 발생 후 1분기부터 3분기까지 통계적으로 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로 불확실성 충격에 대한 정책금리의 반응을 살펴보면 불확실성 충격이 발생한 후 3분기 동안 전반적으로 상승한 모습을 보이나 그 이후에는 충격의 효과가 서서히 사라지는 것으로 나타났다. 통계적인 유의성을 기준으로 정책금리의 반응을 살펴보면 불확실성 충격은 정책금리에 유의한 영향을 미치지 못함을 <그림-2.2>를 통해 알 수 있다.

마지막으로 불확실성 충격에 대한 인플레이션의 반응을 살펴보면 인플레이션은 불확실성 충격에 대해 충격 발생 후 1분기 동안 통계적으로 유의하게 반응한다. 그리고 충격 발생 후 2분기가 지난 시점부터는 불확실성 충격의 효과가 어느 정도 사라지고 있음을 <그림-2.2>를 통해 알 수 있다.

[그림 2.2] 불확실성 충격의 효과(제한적 합리성 지수)¹⁾



주: 1) VAR 모형에 사용된 불확실성 지수는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 복합지수이다.

2.3.2 모형 추정 및 분석

본 절에서는 불확실성 역할을 반영한 뉴케인지안 모형의 파라미터를 충격반응함수 매칭을 통해 추정한다. DSGE 모형은 연구자가 경기변동에 영향을 미칠 수 있는 충격을 정확하게 고려하지 못할 때 모형이 잘못 식별될 가능성이 있다. 본 연구에서는 불확실성 충격이 거시경제에 미치는 효과에만 초점을 두고 있기 때문에 뉴케인지안 모형에 자주 등장하는 통화정책충격, 비용전인충격(cost push shock) 등이 포함되어 있지 않는다. 따라서 이러한 경우에는 식별하지 않은 충격의 효과를 데이터로부터 제거한 후 모형을 추정해야 한다 (Fernandez-Villaverde et al, 2016). 본 고에서는 VAR 모형을 통해 불확실성 충격을 식별하여 실증 충격반응함수를 도출한 후 모형의 충격반응함수와의 거리를 최소화시키는 파라미터를 추정한다.

DSGE 모형의 파라미터를 충격반응함수 매칭을 통해 추정하는 구체적인 방법은 다음과 같다. 먼저 VAR 모형으로부터 도출한 실증 충격반응함수를 $\mu(y)$ 로, 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형의 충격반응함수를 $\mu(\theta)$ 로 정의한다. 그리고 아래의 식에 나타나 있는 두 충격반응함수의 거리를 최소화하는 θ 를 추정하게 되면 충격반응함수 매칭을 통해 파라미터를 추정할 수 있게 된다.

$$J(\theta) = [\mu(\theta) - \mu(y)]' W [\mu(\theta) - \mu(y)] \quad (1)$$

여기서 θ 는 파라미터의 집합을 y 는 VAR 모형 추정에 사용된 변수들의 집합을 W 는 가중치 행렬을 의미한다.

Rotemberg and Woodford(1997)에서는 가중치 행렬을 단위행렬로 부여하였으나 Christiano et al.(2005)에서는 실증 충격반응함수에서 도출한 매기 분산의 역수를 가중치 행렬의 대각원소에 대입하였다.³³⁾ 본 논문

에서는 Rotemberg and Woodford(1997)의 방식을 따라 가중치 행렬에 단위행렬을 도입한 후 실증 충격반응함수와 모형의 충격반응함수간의 거리를 최소화시키는 파라미터 집합 θ 를 추정하였다.

한편, 추정된 파라미터 $\hat{\theta}$ 를 위에서 정의한 $J(\theta)$ 에 대입하면 우리는 J-통계량을 얻을 수 있다. 그리고 Hansen(1982)에 따르면 모형의 적률의 개수가 추정할 파라미터의 개수보다 많은 과다식별 상황에서 J-통계량은 카이제곱분포로 분포 수렴하는 성질을 지니고 있다

$$J \xrightarrow{d} \chi^2(q-k)$$

여기서 k 는 파라미터의 개수를 의미하며, q 는 적률의 개수이다. 참고로 충격반응함수 매칭에서는 충격반응의 매기 값이 적률로 부여된다.

본 연구에서는 불확실성 충격이 경제변수에 1~4분기 동안 유의한 영향을 미친다고 가정한다. 그리고 동 기간 동안 실질총생산, 인플레이션을 및 정책금리의 실증 및 모형 충격반응함수간 거리를 최소화시키는 파라미터들을 추정하였다. 추가적으로 과다식별의 상황에서 J-통계량은 모형이 데이터를 얼마나 잘 설명하는지에 대한 정보를 제공하고 모형의 유효성(validness)에 대한 판단 기준을 제공한다. 따라서 동 기준은 후술할 불확실성 충격의 경로별 기여도를 판단할 때 기준으로 활용될 것이다.

33) Christiano et al.(2005)에서는 부트스트랩(Bootstrap)을 통해 생성되는 충격반응을 활용하여 표본의 매기 분산을 구한 다음 분산의 역수를 가중치 행렬의 대각 원소로 대입하였다. 그리고 가중치 행렬의 나머지 원소는 0으로 설정하였다.

1. 독립적 의미의 불확실성 복합지수

모형의 파라미터 추정에 앞서 2장에서 제시된 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형에서 불확실성의 확률과정은 VAR 모형의 추정식을 대입한다. 이를 위해 <그림-2.1>의 충격반응을 도출한 VAR 모형의 추정식을 아래 <표-2.1>로 나타내었다.³⁴⁾

<표-2.1>은 독립적 의미의 불확실성 복합지수를 활용하여 불확실성 충격을 식별한 VAR 모형의 추정결과이다. 빨간 실선으로 나타내어진 부분은 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형에서 불확실성의 확률과정으로 사용될 추정식이다. VAR 모형을 통해 식별된 불확실성의 확률과정을 뉴케인지안 모형의 불확실성 확률과정으로 대입함으로써 실증 충격반응함수와 모형 충격반응함수간의 거리를 최소화할 때 불확실성의 충격반응함수는 사용되지 않는다. 한편, 불확실성 확률과정을 추정한 결과 불확실성의 전기값에 대한 계수를 제외한 나머지 변수들의 추정계수들은 통계적으로 유의하지 않게 도출되었다.

<표-2.1>의 두 번째 열은 금리준칙에 해당되는 VAR 추정식이다. 본 연구에서는 Rotemberg and Woodford(1997)과 달리 VAR 모형의 이자율 관련 추정식을 뉴케인지안 모형의 금리준칙으로 사용하지 않는다. 그 이유는 금리준칙에 해당되는 VAR 모형의 이자율 추정식이 테일러 원칙을 만족하지 않기 때문이다.³⁵⁾ 다만, 이자율 추정식의 추정계수 값은 충격반응함수 매칭을 통해 모형의 파라미터를 추정할 때 초기 값 활용하였다.

34) VAR 모형의 추정은 불확실성, 정책금리, 실질총생산, 인플레이션을 순으로 순차적으로(recursive) 추정하였으며, 매 추정마다 에러의 자기상관성을 통제하기 위해 Newly-West 방식을 적용하여 VAR 모형을 추정하였다.

35) VAR 모형의 금리 추정식에 따르면 인플레이션율에 대한 금리의 반응계수는 0.22로 추정되어 테일러 원칙을 만족하지 못한다.

[표 2.1] VAR 모형 추정 결과¹⁾

	u_t	i_t	y_{t+1}	π_{t+1}
		VAR 모형		
y_{t+1}				-0.137 0.079
i_t			-0.606 0.471	-1.256 0.406
u_t		-0.019 -0.019 0.064 -	-0.598 0.261	-0.095 0.139
u_{t-1}	0.674 0.099	-0.002 0.021 0.069 -	0.332 0.239	-0.100 0.155
i_{t-1}	0.130 0.124	0.674 0.484 0.071 -	0.078 0.355	0.544 0.421
y_t	0.007 0.030	0.031 0.069 0.019 -	0.728 0.054	0.268 0.093
π_t	0.012 0.044	0.071 0.567 0.039 -	-0.172 0.122	0.243 0.138
R^2	0.463	0.643	0.834	0.263
D.W.	1.980	1.557	1.730	2.021

주: 1) VAR 모형에 사용된 불확실성 지수는 중립적 의미의 불확실성 복합지수이다.

[표 2.2] 파라미터 값과 J-통계량¹⁾

파라미터			파라미터		값
β	시간할인율	0.99	γ_d	총수요곡선경로의 $E_{t-1}u_t$ 계수값	-0.04
σ	기간간 대체탄력성의 역수	2.10	γ_x	총수요곡선경로의 u_{t-1} 계수값	-0.13
κ	필립스곡선 기울기	0.10	γ_v	총수요곡선경로의 u_{t-2} 계수값	-0.09
a_1	통화정책경로의 u_t 계수값	-0.02	γ_s	총공급곡선경로의 $E_{t-1}u_t$ 계수값	0.41
a_2	통화정책경로의 u_{t-1} 계수값	0.02	γ_y	총공급곡선경로의 u_{t-1} 계수값	-0.13
ρ	금리준칙 지속성	0.48	γ_u	총공급곡선경로의 u_{t-2} 계수값	0.06
ϕ_π	금리준칙 인플레이션 탄력성	1.10	J-통계량		
ϕ_x	금리준칙 GDP갭 탄력성	0.13			

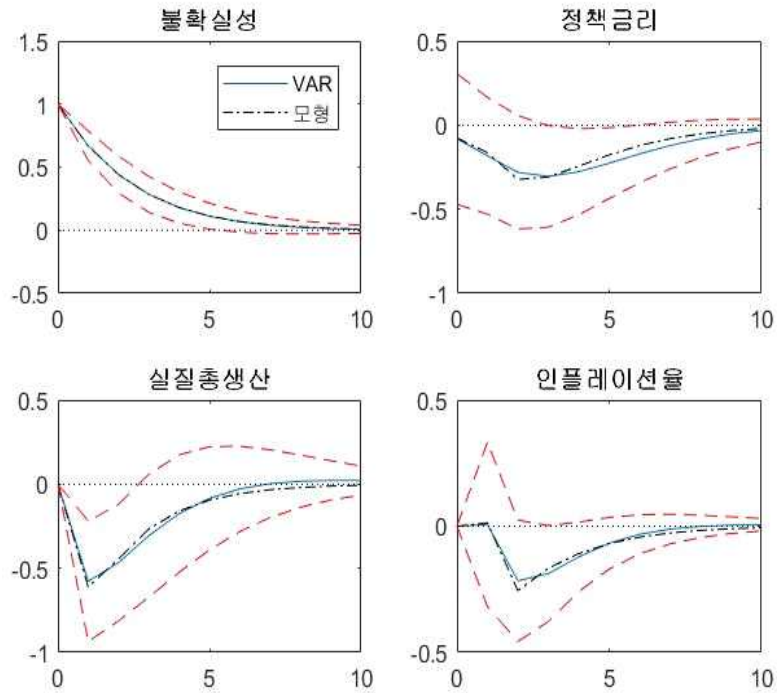
주: 1) 진한 글씨는 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 파라미터의 값을 의미함

<표-2.2>는 2장에서 제시한 불확실성 역할을 반영한 뉴케인지안 모형에서 캘리브레이션한 파라미터의 값과 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 파라미터 값 및 J-통계량을 나타낸 표이다. 먼저 캘리브레이션을 한 파라미터의 값을 살펴보면, 시간할인율을 나타내는 β 는 국고채 금리의 시계열의 시작 시점을 고려하여 95년 2분기부터 18년 2분기까지의 국고채 3년물 실질금리의 평균값을 활용하여 0.99로 정하였다. 다음으로 기간간 대체탄력성의 역수를 나타내는 σ 의 값은 Hall(1988)의 주장과 일치하게 1보다 큰 값인 2.1의 값으로 정하였다. 마지막으로 필립스 커브의 기울기를 나타내는 κ 의 값은 0.1로 설정하였다. 그리고 캘리브레이션을 한 파라미터를 제외한 나머지 모형의 파라미터들은 상술한 바와 같이 충격반

응함수 매칭을 통해 추정하였다.

<그림-2.3>은 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 모형의 충격반응함수와 실증 충격반응함수를 나타낸 것이다. 상술했듯이 파라미터 추정과정에서 우리는 실질총생산, 인플레이션을 및 정책금리의 1~4분기 동안 실증 충격반응함수와 모형 충격반응함수의 거리를 최소화하였다. 따라서 충격이 발생한 0기에 대해서는 추정과정에서 고려하지 않았기 때문에 금리준칙식에서 당기의 불확실성의 정도에 대한 탄력성을 나타내는 계수 a_1 에 대해서는 0기의 실증 충격반응 값과 모형의 충격반응 값이 같도록 값을 정하였다. 간단히 요약하자면 뉴케인지안 모형에서 불확실성의 확률과정에 포함된 파라미터 a_1 의 값은 VAR 모형의 추정치를 적용한 것이다. 아래 <그림-2.3>에서 알 수 있듯이 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 파라미터 값을 모형의 파라미터에 대입하여 모형의 충격반응함수를 도출한 결과 비교적 간단한 본고의 모형은 VAR 모형을 통해 도출된 실증 충격반응함수를 잘 매칭하고 있음을 알 수 있다.

[그림 2.3] 실증 충격반응과 모형 충격반응¹⁾



주: 1) VAR 모형에 사용된 불확실성 지수는 중립적 의미의 불확실성 복합지수이다.

<표-2.3>은 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 파라미터의 값을 (식 -1)에 대입하여 산출한 J-통계량과 모형의 충격반응 중에 실질총생산과 인플레이션율의 최저값 및 충격반응의 누적반응값을 나타낸 것이다. 실질총생산과 인플레이션율의 충격반응 최저값은 실증 충격반응에서 각 변수의 반응치에서 최저값을 기록하는 시점의 값을 나타낸 것이다. 한편, 누적치의 경우 충격반응함수 매칭을 할 때 불확실성 충격에 대한 경제변수의 1~4분기 반응값을 기준으로 모형을 추정하였기 때문에 누적치 역시 동기간을 기준으로 산출하였다.

[표 2.3] 불확실성의 경로별 설명력(원지수)^{1),2),3)}

	J-통계량	최저점 ¹⁾		누적치(1~4분기)	
		실질총생산	인플레이션	실질총생산	인플레이션
모든 경로	0.30	-0.61	-0.26	-1.48	-0.52
총수요곡선경로만 존재	18.83	-0.51	-0.41	-1.20	-1.42
총공급곡선경로만 존재	143.29	-0.11	0.44	-0.36	1.97
통화정책경로만 존재	28.78	-0.01	-0.02	-0.03	-0.06
총수요곡선경로 제외시	137.47	-0.12	0.42	-0.39	1.89
총공급곡선경로 제외시	19.56	-0.52	-0.42	-1.23	-1.47
통화정책경로 제외시	0.49	-0.61	-0.24	-1.46	-0.46

주: 1) 실증 충격반응에서 불확실성 충격에 대한 실질총생산 및 인플레이션을의 최저치를 기록하는 시점(각각 1기 이후, 2기 이후)의 값을 의미

2) 음영은 모든 경로 대비 차이가 가장 작게 나는 값을 의미

3) 음영은 모든 경로 대비 차이가 가장 크게 나는 값을 의미

<표-2.3>을 통해 확인할 수 있듯이 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 불확실성 지표로 활용하여 뉴케인지안 모형을 추정한 결과 불확실성 충격은 대체로 총수요곡선경로를 통해 거시경제에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우선 모형의 설명력을 나타내는 J-통계량을 기준으로 살펴보면, 총수요곡선경로만 존재하는 경우 여타 경로만 존재했을 때보다 J-통계량의 값이 가장 작은 값을 기록했다. 그리고 총수요곡선경로를 제외한 경우에는 여타 경로를 제외했을 때보다 J-통계량의 값이 가장 크게 나타났다. 즉, 개별경로만 존재한다고 가정하면 불확실성의 총수요곡선경로만 존재할 경우 여타 경로에 비해 모형의 설명력이 더 높은 것으로 나타났다. 또한 총수요곡선경로만 제외한 경우 총공급곡선경로 및 통화정책경로만 제외한 경우보다 모형의 설명력이 가장 크게 감소하는 것으로 나타났다.

한편, 불확실성 충격이 발생하고 1기가 지난 후 실질총생산의 감소분을 기준으로 봤을 때에는 불확실성 충격은 총수요곡선경로를 통해 실질총생산에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 나타났다. 불확실성의 총수요곡선경로만 존재할 경우 모든 경로 대비 실질총생산 반응치와의 차이는 0.10%p에 불과해 총공급곡선경로 및 통화정책경로만 존재한 경우보다 이탈의 정도가 가장 작게 나타났다. 누적치를 기준으로 봤을 때에도 총수요곡선경로만 존재할 경우 모든 경로가 존재할 경우의 실질총생산 반응치 대비 이탈 정도가 가장 작게 나타났다. 마지막으로 총수요곡선경로만 제외한 경우에도 모든 경로가 존재할 경우의 실질총생산 반응치 대비 이탈 정도가 최저점을 기준으로 보나 누적치를 기준으로 보나 가장 크게 나타났다. 그러므로 실질총생산을 기준으로 보면 불확실성 충격은 총수요곡선경로를 통해 실질총생산에 가장 큰 영향을 미친다고 볼 수 있다.

다음으로 불확실성 충격이 발생하고 2기가 지난 후 인플레이션의 반응을 살펴보면 인플레이션은 주로 총수요곡선경로를 통해 불확실성 충격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 총수요곡선경로만 존재하거나 총수요곡선경로를 제외한 경우 각각 모든 경로가 존재할 경우의 인플레이션 반응치 대비 이탈 정도가 각각 최소, 최대로 나타났다. 한편, 누적치를 기준으로 불확실성 충격의 인플레이션에 대한 전달경로를 살펴보면 불확실성 충격은 총수요곡선경로 혹은 통화정책경로를 통해 인플레이션에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

요약하자면 경제주체가 제한적 합리성의 제약을 받지 않고 불확실성의 정도를 정확하게 인식할 때 불확실성 충격은 수요충격으로 해석할 수 있다. 불확실성 충격의 총수요곡선경로만 존재할 때 모형의 데이터 설명력이 가장 높은 것으로 나타났으며 총수요곡선경로를 모형에서 제외할 경우 모형의 데이터 설명력이 가장 낮은 값을 기록하였다. 또한 실질총생산이나 인플레이션의 불확실성 충격에 대한 반응을 살펴보다도 모형의 설명력 기준과 동일하게 불확실성 충격은 총수요곡선경로를 통해 거시경제에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2. 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수

<표-2.4>는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 활용하여 불확실성 충격을 식별한 VAR 모형의 추정 결과이다. 빨간 실선으로 나타내어진 부분은 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형에서 불확실성의 확률과정으로 사용될 추정식이다. <표-2.4>의 두 번째 열은 금리준칙에 해당되는 VAR 추정식이며, 상술한 바와 같이 VAR 모형의 이자율 추정식은 뉴케인지안 모형의 금리준칙으로 사용하지 않는다.

중립적 의미의 불확실성 복합지수 대비 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수의 확률과정을 살펴보면, 먼저 AR(1) 계수의 값이 0.79를 기록하여 원지수의 0.68보다 큰 수치를 기록하였다. 다음으로 전기 금리에 대한 반응계수를 보면 -0.01을 기록하여 원지수의 경우인 0.13과 차이가 발생하였다. 실질총생산에 대한 반응계수는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수의 경우 0.03을 불확실성 복합지수의 경우에는 0.01로 추정되었다. 인플레이션에 대한 추정치는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수의 경우 -0.04를 기록하여 원지수의 0.01과 차이를 보인다. 한편, 제한적 합리성을 반영한 지수 및 원지수의 확률과정 모두 정책금리, 실질총생산 및 인플레이션율에 대한 반응계수는 통계적인 유의성을 보이지 않는다.

<표-2.5>는 2장에서 제시한 불확실성 역할을 반영한 뉴케인지안 모형에서 캘리브레이션한 파라미터의 값과 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 파라미터 값 및 J-통계량을 나타낸 표이다. 먼저 J-통계량의 값은 원지수를 활용하여 모형을 추정한 결과와 대비하여 0.30에서 0.61로 약간 상승하였다. 그러나 <그림-2.4>를 통해 알 수 있듯이 모형의 충격반응함수와 실증 충격반응함수간의 거리의 차가 미미함을 알 수 있다. 다음으로 원지수를 활용한 경우와 비교하여 추정된 값의 차이가 비교적 큰 파라미터를 살펴보면 금리준칙 지속성의 추정치가 원지수의 0.48에서 0.91로 크게 상승하였으며 인플레이션 탄력성의 추정치 역시 1.10에서 1.53으로 증가하였다.

[표 2.4] VAR 모형 추정 결과¹⁾

	u_t	i_t	y_{t+1}	π_{t+1}	
		VAR 모형			
y_{t+1}				-0.103 0.066	
i_t			-1.461 0.420	-0.978 0.360	
u_t		-0.057 0.083	-0.057 -	-0.829 0.550	0.539 0.312
u_{t-1}	0.792 0.082	0.083 0.088	0.086 -	0.649 0.579	-0.461 0.296
i_{t-1}	-0.009 0.050	0.796 0.083	0.910 -	0.001 0.294	0.503 0.409
y_t	0.029 0.017	0.024 0.021	0.010 -	0.839 0.042	0.228 0.088
π_t	-0.038 0.053	0.088 0.058	0.138 -	-0.254 0.186	0.281 0.129
R^2	0.131	0.588		0.778	0.278
D.W.	2.111	1.472		1.882	2.028

주: 1) VAR 모형에 사용된 불확실성 지수는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수이다.

[표 2.5] 파라미터 값과 J-통계량¹⁾

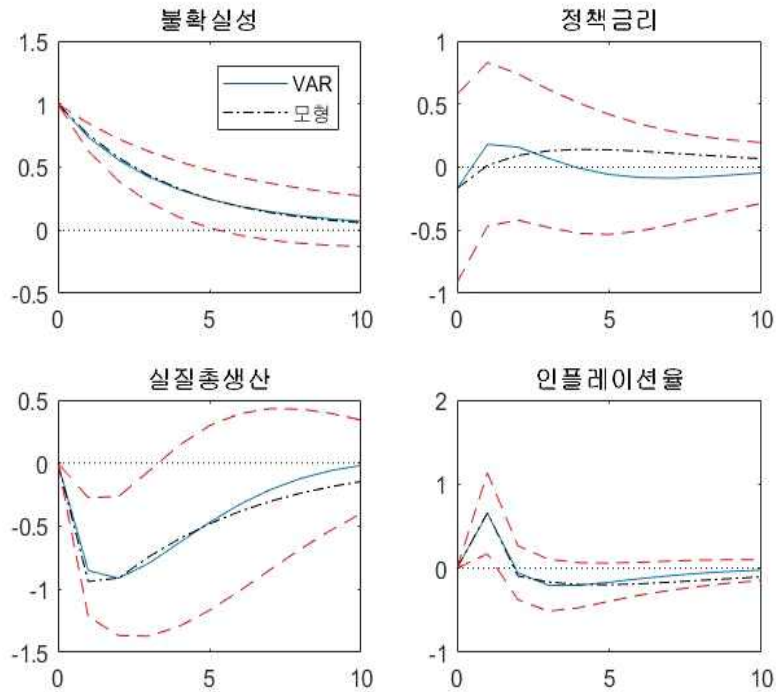
파라미터			파라미터		값
β	시간할인율	0.99	γ_d	총수요곡선경로의 $E_{t-1}u_t$ 계수값	-0.08
σ	기간간 대체탄력성의 역수	0.48	γ_x	총수요곡선경로의 u_{t-1} 계수값	0.05
κ	필립스곡선 기울기	0.10	γ_ν	총수요곡선경로의 u_{t-2} 계수값	-0.13
a_1	통화정책경로의 u_t 계수값	-0.06	γ_s	총공급곡선경로의 $E_{t-1}u_t$ 계수값	0.26
a_2	통화정책경로의 u_{t-1} 계수값	0.09	γ_y	총공급곡선경로의 u_{t-1} 계수값	0.10
ρ	금리준칙 지속성	0.91	γ_u	총공급곡선경로의 u_{t-2} 계수값	-0.10
ϕ_π	금리준칙 인플레이션 탄력성	1.53	J-통계량		
ϕ_x	금리준칙 GDP갭 탄력성	0.11			

주: 1) 진한 글씨는 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 파라미터의 값을 의미함

<그림-2.4>는 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 모형의 충격반응함수와 실증 충격반응함수를 나타낸 것이다. 상술했듯이 파라미터 추정과정에서 우리는 실질총생산, 인플레이션을 및 정책금리의 1~4분기 동안 실증 충격반응함수와 모형 충격반응함수의 거리를 최소화하였다. 따라서 뉴케인지안 모형에서 불확실성의 확률과정에 포함된 파라미터 a_1 의 값은 VAR 모형의 추정치를 그대로 적용하였다. 아래 <그림-2.4>에서 알 수 있듯이 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 파라미터 값을 모형의 파라미터에 대입하여 모형의 충격반응함수를 도출한 결과 비교적 간단한 본고의 모형은 VAR 모형을 통해 도출된 실증 충격반응함수를 잘 매칭하고 있음을 알 수 있다. 그러나 원지수인 중립적 의미의 불확실성 복합지수

를 불확실성 지표로 사용했을 때보다 정책금리의 실증 및 모형의 충격반응함수간의 거리는 더 크게 나타났다.

[그림 2.4] 실증 충격반응과 모형 충격반응¹⁾



주: 1) VAR 모형에 사용된 불확실성 지수는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수이다.

다음으로 <표-2.5>를 통해 확인할 수 있듯이 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 불확실성 지표로 활용하여 뉴케인지안 모형을 추정한 결과 불확실성 충격은 대체로 총수요곡선경로와 총공급곡선경로를 통해 거시경제에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우선 모형의 설명력을 나타내는 J-통계량을 기준으로 살펴보면, 총수요곡선경로만 존재하는 경우 여타 경로만 존재했을 때보다 J-통계량의 값이 가장 작은 값을 기록했다. 그리고 총공급곡선경로를 제외한 경우에는 여타 경로를 제외했을 때

보다 J-통계량의 값이 가장 크게 나타났다. 즉, 개별경로만 존재한다고 가정하면 불확실성의 총수요곡선경로만 존재할 경우 여타 경로에 비해 모형의 설명력이 더 높은 것으로 나타났다. 또한 총공급곡선경로만 제외한 경우 총수요곡선경로 및 통화정책경로만 제외한 경우보다 모형의 설명력이 가장 크게 감소하는 것으로 나타났다.

[표 2.6] 불확실성의 경로별 설명력(제한적 합리성 지수)^{1),2),3)}

	J-통계량	최저(대)점 ¹⁾		누적치(1~4분기)	
		실질총생산	인플레이션	실질총생산	인플레이션
모든 경로	0.61	-0.94	0.66	-3.19	0.21
총수요곡선경로만 존재	30.40	-0.46	-0.43	-1.28	-1.43
총공급곡선경로만 존재	68.22	-0.25	0.85	-1.25	3.52
통화정책경로만 존재	44.15	-0.32	-0.64	-0.96	-2.35
총수요곡선경로 제외시	11.39	-0.54	0.28	-2.12	1.42
총공급곡선경로 제외시	92.99	-0.77	-1.04	-2.21	-3.69
통화정책경로 제외시	25.51	-0.66	0.46	-2.35	2.25

주: 1) 실증 충격반응에서 불확실성 충격에 대한 실질총생산 및 인플레이션율의 최저, 최대치를 기록하는 시점(1기 이후)의 값을 의미

2) 음영은 모든 경로 대비 차이가 가장 작게 나는 값을 의미

3) 음영은 모든 경로 대비 차이가 가장 크게 나는 값을 의미

한편, 불확실성 충격이 발생하고 1기가 지난 후 실질총생산의 감소분을 기준으로 봤을 때에는 불확실성 충격은 총수요곡선경로를 통해 실질총생산에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 나타났다. 불확실성의 총수요곡선경로만 존재할 경우 모든 경로가 존재할 경우의 실질총생산 반응치 대비 이탈 정도는 0.48%p를 기록하여 총공급곡선경로 및 통화정책경로만 존재한 경우보다 이탈의 정도가 가장 작게 나타났다. 누적치를 기준으로

봤을 때에도 총수요곡선경로만 존재할 경우 모든 경로가 존재할 경우의 실질총생산 반응치 대비 이탈 정도가 가장 작게 나타났다. 마지막으로 총수요곡선경로만 제외한 경우에도 이탈 정도가 최저점을 기준으로 보나 누적치를 기준으로 보나 가장 크게 나타났다. 그러므로 실질총생산을 기준으로 보면 불확실성 충격은 총수요곡선경로를 통해 실질총생산에 가장 큰 영향을 미친다고 볼 수 있다.

다음으로 불확실성 충격이 발생하고 1기가 지난 후 인플레이션의 반응을 살펴보면 인플레이션은 주로 총공급곡선경로를 통해 불확실성 충격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 총공급곡선경로만 존재하거나 총공급곡선경로를 제외한 경우 각각 모든 경로가 존재할 때의 인플레이션 반응치에서 이탈 정도가 각각 최소, 최대로 나타났다. 한편, 누적치를 기준으로 불확실성 충격의 인플레이션에 대한 전달경로를 살펴보면 불확실성 충격은 대체로 총공급곡선경로를 통해 인플레이션에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

요약하자면 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 인식할 때 불확실성 충격은 수요충격과 공급충격이 결합된 형태로 해석할 수 있다. 불확실성 충격의 총수요곡선경로만 존재할 때 모형의 데이터 설명력이 가장 높은 것으로 나타났으며 총공급곡선경로를 모형에서 제외할 경우 모형의 데이터 설명력이 가장 낮은 값을 기록하였다. 또한 실질총생산이나 인플레이션의 불확실성 충격에 대한 반응을 살펴보다도 모형의 설명력 기준과 동일하게 불확실성 충격은 총수요곡선 경로 및 총공급곡선경로를 통해 거시경제에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2.4 결론

본 논문에서는 경제주체들이 정보를 취득하거나 처리할 때 발생하는 비용으로 인해 의사결정에 필요한 정보집합을 실시간으로 업데이트하지 못한다는 점을 고려하여 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 뉴케인지안 모형을 도입하였다. 또한 불확실성 충격의 거시경제 전달경로를 파악하기 위해 불확실성의 총수요곡선경로, 총공급곡선경로 및 통화정책경로를 뉴케인지안 모형에 반영하였다.

불확실성 충격의 효과를 분석하기 위해 본고에서는 뉴케인지안 모형의 파라미터를 충격반응함수 매칭을 통해 추정하였다. VAR 모형을 통해 식별된 실증 충격반응함수를 모형의 충격반응함수와 매칭함으로써, 경기변동에 영향을 미칠 수 있는 여타 충격이 본고의 뉴케인지안 모형에 없더라도 모형의 식별문제에서 어느 정도 자유로울 수 있었다. 그리고 충격반응함수 매칭을 통해 추정된 불확실성의 역할을 반영한 뉴케인지안 모형은 VAR 모형의 충격반응함수를 비교적 잘 설명하였다.

다음으로 경제주체가 제한적 합리성의 제약 없이 불확실성의 정도를 정확하게 인지하는 경우 불확실성 충격은 주로 총수요곡선경로를 통해 거시경제에 영향을 미치며, 경제주체가 인지능력의 한계로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 인식하는 경우 불확실성 충격은 총수요곡선경로 뿐만 아니라 총공급곡선경로를 통해 주요 경제변수에 영향을 미침을 알 수 있었다. 그리고 경제주체의 제한적 합리성은 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 더욱 크고 오래 지속시키는 것으로 나타났다.

본 연구는 불확실성 충격의 거시경제 전달경로에 대한 분석에 있어 큰 규모의 DSGE 모형을 도입하지 않더라도 간단한 뉴케인지안 모형으로 불확실성 충격의 거시경제적 전달경로에 관한 분석이 가능하다는 것을 보여줬다는 데 그 의의가 있다고 하겠다. 다만, 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 뉴케인지안 모형에 불확실성의 경로를 도입할 때 미시적

기반이 없이 축약형 모형에 불확실성 관련 항목을 직접적으로 대입했다는 것에 한계가 있다. 또한 금리 프리미엄 경로와 같이 불확실성 충격이 거시경제로 전달될 수 있는 여타 경로에 대한 분석을 실시하지 않았으며, 폐쇄경제를 가정한 뉴케인지안 모형을 통해 불확실성 충격의 전달경로를 분석한 점에 있어 그 한계가 있다고 볼 수 있다. 미시적 기반에 근거하여 불확실성 충격의 전달경로를 분석하는 것은 추후 연구과제로 남긴다.

2.5 참고문헌

- 김영주, & 정재민. (2010). 국민의 뉴스 소비. 서울: 한국언론진흥재단.
- 윤택. (2017). 설득의 경제학. 박영사.
- 윤택. (2017). 정보의 역할을 고려한 거시경제모형. 서울대학교출판문화원
- 한국은행. (2019). 통화신용정책 보고서
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636.
- Basu, S., & Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85(3), 937-958.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, 77(3), 623-685.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.
- Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2015). Information rigidity and the expectations formation process: A simple framework and new facts. *American Economic Review*, 105(8), 2644-78.
- Eberly, J. C. (1994). Adjustment of consumers' durables stocks: Evidence from automobile purchases. *Journal of political Economy*, 102(3), 403-436.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105(11), 3352-84.
- Fernández-Villaverde, J., Rubio-Ramírez, J. F., & Schorfheide, F. (2016). Solution and estimation methods for DSGE models. In

- Handbook of Macroeconomics (Vol. 2, pp. 527–724). Elsevier.
- Gilchrist, S., Schoenle, R., Sim, J., & Zakrajšek, E. (2017). Inflation dynamics during the financial crisis. *American Economic Review*, 107(3), 785–823.
- Hall, R. E. (1988). Intertemporal substitution in consumption. *Journal of political economy*, 96(2), 339–357.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1029–1054.
- Leduc, S., & Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82, 20–35.
- Mankiw, N. G., & Reis, R. (2002). Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295–1328.
- Romer, C. D. (1990). The great crash and the onset of the great depression. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 597–624.
- Rotemberg, J. J., & Woodford, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, 12, 297–346.
- Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton university press.

Chapter 3. 제한적 합리성의 후생효과 분석

3.1 머리말

Gabaix(2014, 2016)는 경제주체의 인지능력 제약으로 인한 제한적 합리성으로 인해 수요의 가격탄력성이 낮은 상품들, 예를 들어 원유나 농산물 같은 상품들의 가격 변동성이 커짐을 이론적으로 보여주었다. 또한 신고전학과 성장이론을 통해 경제주체의 제한적 합리성으로 인한 실질총생산의 변동성의 증대를 이론적으로 입증하였다. 구체적으로 살펴보면 제한적 합리성으로 인해 소비자는 가격의 변동에 대해 비탄력적으로 수요를 조정하게 되고 이러한 상황에서 공급충격이 발생하게 되면 시장 청산을 위해 가격이 크게 변동해야 한다. 그리고 제한적 합리성을 지닌 경제주체는 거시변수의 움직임에 대해 합리적 경제주체보다 덜 주의력을 할당하게 되고 거시변수의 동학에 대한 단순한 이해를 지니게 된다. 이러한 상황에서 거시경제에 충격이 발생하게 되면 제한적 합리성을 지닌 경제주체가 많을수록 충격의 거시경제적 효과는 더욱 크고 오래 지속되게 된다.

Gabaix(2014, 2016)의 제한적 합리성과 경제변수의 변동성에 대한 이론적 고찰뿐만 아니라 불확실성 충격에 대한 거시경제적 효과에 대한 실증분석을 살펴보다라도 제한적 합리성은 거시경제의 변동성을 증가시킨다. 불확실성 충격의 거시경제적 효과를 VAR 모형을 통해 실증 분석한 결과 경제주체가 제한적 합리성으로 인해 불확실성을 이산적으로 파악할 때 불확실성의 충격의 효과가 더 크고 오래 지속됨을 이종웅(2019a)에서 살펴볼 수 있다.

불확실성 충격으로 인해 거시경제 변동성이 발생하고 이에 더해 경제 주체의 제한적 합리성으로 인해 불확실성 충격의 거시경제적 효과가 더 커질 수 있음에 따라 우리는 불확실성 충격의 후생효과 및 제한적 합리성의 후생효과에 대해 고민할 필요가 있다. 또한 불확실성 충격 및 제한적 합리성으로 인한 후생손실에 대해 중앙은행이 최적통화정책으로 이를 대응하게 되면 사회후생에 얼마나 영향을 미칠 수 있는지에 대해서도 고려해볼 필요가 있다.

본 논문에서는 Basu and Bundick(2017)의 모형을 단순화하여 불확실성 충격의 후생효과를 먼저 살펴본 후, 경제주체의 정보처리 경직성 및 불확실성 충격의 거시경제적 전달경로를 반영한 뉴케인지안 모형을 활용하여 불확실성 충격 및 제한적 합리성의 후생효과를 분석하고자 한다. 또한 중앙은행이 테일러 준칙과 같은 이자율준칙을 따르는 경제와 최적통화정책을 실시하는 경제에서 불확실성 충격 및 제한적 합리성의 후생효과를 비교하여 분석하고자 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서 단순화된 Basu-Bundick 모형을 활용하여 최적통화정책을 도출하고 불확실성 충격이 발생했을 때 이에 따른 후생효과를 중앙은행이 이자율 준칙을 따르는 경우와 최적통화정책을 수행할 경우로 나눠 분석한다. 그리고 3장에서는 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 뉴케인지안 모형에서 경제주체의 제한적 합리성 유무에 따른 불확실성 충격의 후생효과에 대해 분석한다. 또한 정보처리 경직성이 반영된 뉴케인지안 모형에서 최적통화정책과 재량적 통화정책의 형태에 대해 살펴본다. 마지막으로 4장에서는 본 연구의 결과를 제시한다.

3.2 단순화된 Basu-Bundick 모형의 최적통화정책

3.2.1 모형의 개요

Basu and Bundick(2017)에서 가계는 소비와 노동공급에 대한 Epstein-Zin 형태의 선호를 지니며 이러한 선호에 따라 정의된 효용함수³⁶⁾를 극대화한다.

$$V_t = \left[a_t (C_t^\eta (1 - N_t)^{1-\eta})^{(1-\sigma)/\theta_V} + \beta (E_t V_{t+1}^{1-\sigma})^{1/\theta_V} \right]^{\theta_V/(1-\sigma)} \quad (1)$$

여기서 a_t 는 선호충격을 나타내는 외생변수이며, ψ 는 기간간 대체탄력성을 σ 는 상대적 위험기피도를 결정하는 파라미터를 의미한다.

Basu and Bundick(2017)에서는 상술한 바와 같이 불확실성 충격을 선호충격의 2차 적률의 형태로 정의하였다. 따라서 불확실성 충격의 확률과정을 이해하기 위해서는 선호충격인 a_t 에 대한 확률과정뿐만 아니라 시변(time varying)하는 선호충격의 확률과정에 대한 정의가 필요하다. 아래는 수요충격을 나타내는 외생변수들의 확률과정에 관한 식들이다.

$$a_t = (1 - \rho)a + \rho a_{t-1} + \sigma_t^a \epsilon_t^a \quad (2)$$

$$\sigma_t^a = (1 - \rho_\sigma)\sigma^a + \rho_\sigma \sigma_{t-1}^a + \sigma^{\sigma^a} \epsilon_t^{\sigma^a} \quad (3)$$

$C_t = Y_t$, $Y_t = (A_t/\Delta_t)N_t$ 로 가정하여 이를 (식-1)의 효용함수에 대입하면 우리는 다음과 같은 실질총생산, 상대가격 왜곡, 수요충격 및 기술충

36) 따라서 CRRA(Constant Relative Risk Aversion) 형태 의 효용함수와 달리 상대적 위험기피도와 기간간 대체탄력성은 서로 분리되어 표현될 수 있다.

격의 함수로 나타낼 수 있는 사회후생함수를 도출할 수 있게 된다.

$$V_t = \left[a_t (Y_t^\eta (1 - \Delta_t Y_t / A_t)^{1-\eta})^{(1-\sigma)/\theta_V} + \beta (E_t V_{t+1}^{1-\sigma})^{1/\theta_V} \right]^{\theta_V/(1-\sigma)} \quad (4)$$

불확실성 충격을 구성하는 a_t 와 σ_t^a 의 확률과정이 주어진 상황에서 기술충격³⁷⁾ 및 상대가격 왜곡에 대한 함수가 정의된다면 우리는 불확실성 충격에 따른 후생효과를 (식-4)로 도출된 사회후생함수 V 의 변동 분으로 산출할 수 있게 된다. 그렇다면 불확실성 충격에 대한 후생효과를 분석하기 위해서 상대가격 왜곡에 대한 함수를 도출할 필요가 생긴다.

소비자가 구매하는 소비재의 가격은 소비재를 생산하는 기업에 의해 결정되며, 기업은 Calvo(1983)와 Yun(1996)의 경직적 가격 모형에 의해 가격을 결정한다고 가정하자. 특히, 매 기간 α 에 해당되는 기업은 가격을 변경하지 못하고 $1-\alpha$ 에 해당하는 기업은 가격을 변경할 수 있다. 다음으로 개별 소비재 z 를 생산하는 기업 z 는 다음의 생산함수를 통해 소비재를 생산한다.

$$Y_t(z) = A_t N_t(z) \quad (5)$$

t 시점에 가격을 변경할 수 있는 기업들은 최적화의 문제를 통해 최적 가격 P_t^* 를 선택하게 되며 가격지수 P_t 는 P_t^* 의 함수로 나타낼 수 있게 된다.

$$P_t = \left\{ (1-\alpha) P_t^{*1-\epsilon} + \alpha P_{t-1}^{1-\epsilon} \right\}^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (6)$$

37) 기술충격은 AR(1)의 확률과정을 따른다고 가정한다.

여기서 ϵ 은 개별 소비재 z 간의 대체탄력성을 나타낸다. 위의 식의 양변을 P_t 로 나누게 되면 아래와 같이 정리된다.

$$1 = (1 - \alpha)p_t^{*1-\epsilon} + \alpha(1 + \pi_t)^{\epsilon-1} \quad (7)$$

여기서 $p_t^* = P_t^*/P_t$ 는 t 시점에서 결정된 가격의 상대가격을 의미하며 $t-1$ 과 t 시점간의 인플레이션은 $\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ 로 표현되었다.

개별기업들이 t 시점에 가격을 설정할 수 있는 기회가 확률적으로 생기므로 t 시점의 개별기업들의 상대가격은 동일하지 않게 된다. 따라서 생산요소의 함수로 나타낼 수 있는 총생산과 결합상품으로 나타낼 수 있는 총수요 간에는 차이(wedge)가 발생하게 된다. 총생산과 총수요 간의 왜곡은 개별 재화에 대한 생산 및 수요에 대한 식을 적분하면 우리는 총생산식과 상대가격 왜곡에 대한 식을 도출할 수 있게 된다.

개별 재화에 대한 수요함수가 $Y_t(z) = Y_t(P_t(z)/P_t)^{-\epsilon}$ 으로 주어지고 (식-4)를 z 에 대해 적분하게 되면 아래의 식이 도출된다.

$$A_t N_t = Y_t \int_0^1 \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\epsilon} dz \quad (8)$$

여기서 $N_t = \int_0^1 N_t(z) dz$ 로 정의된다. 상대가격 왜곡의 정도를 다음과 같이 정의하자.

$$\Delta_t = \int_0^1 \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\epsilon} dz \quad (9)$$

그러면 총생산 함수는 아래와 같이 정리할 수 있게 된다.

$$Y_t = \frac{A_t}{\Delta_t} N_t \quad (10)$$

(식-9)에 나타나 있는 상대가격 왜곡의 함수는 칼보 유형의 경직적 가격 설정 모형에서는 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\Delta_t = (1 - \alpha) p_t^{*- \epsilon} + \alpha (1 + \pi_t)^\epsilon \Delta_{t-1} \quad (11)$$

(식-7)을 (식-11)에 대입하면 상대가격 왜곡을 인플레이션과 전기 상대가격 왜곡의 함수로 아래와 같이 표현할 수 있게 된다.

$$\Delta_t = (1 - \alpha) \left[\frac{1 - \alpha (1 + \pi_t)^{\epsilon-1}}{1 - \alpha} \right]^{\epsilon/(\epsilon-1)} + \alpha (1 + \pi_t)^\epsilon \Delta_{t-1} \quad (12)$$

3.2.2 최적통화정책

다음은 Yun(2005)에서 분석한 상대가격 왜곡이 존재하는 상황에서의 최적통화정책을 단순화된 Basu-Bundick 모형에 적용하여 상대가격 왜곡이 존재하는 상황에서 최적통화정책에 대해 살펴보자. (식-2)를 t 시점의 최적통화정책을 도출하기 위해 필요한 사회후생함수라고 하자. 그렇다면 Basu-Bundick 모형의 최적통화정책은 아래의 최적화 문제의 해로 도출이 된다.

$$\max_{\{Y_t, \pi_t\}_{t=0}^{\infty}} V_0$$

$$\text{s.t. } V_t = \left[a_t (Y_t^\eta (1 - \Delta_t Y_t / A_t)^{1-\eta})^{(1-\sigma)/\theta_V} + \beta (E_t V_{t+1}^{1-\sigma})^{1/\theta_V} \right]^{\theta_V/(1-\sigma)}$$

$$\Delta_t = (1 - \alpha) \left[\frac{1 - \alpha(1 + \pi_t)^{\epsilon-1}}{1 - \alpha} \right]^{\epsilon/(\epsilon-1)} + \alpha(1 + \pi_t)^\epsilon \Delta_{t-1}, \quad \Delta_{-1} \text{ given}$$

위의 최적화 문제에 대한 1계 조건을 도출한 후 제약식에 대입을 하게 되면 아래와 같은 최적통화정책식을 우리는 도출할 수 있다.

$$1 + \pi_t = \frac{\Delta_t}{\Delta_{t-1}} \tag{13}$$

$$\Delta_t = \Delta_{t-1} [\alpha + (1 - \alpha) \Delta_{t-1}^{\epsilon-1}]^{-\frac{1}{\epsilon-1}} \tag{14}$$

다음으로 정부가 균제상태에서 독점적 경쟁으로부터 발생하는 경제적 왜곡을 재정정책을 통해 제거할 수 있다고 가정한 상황에서 위에서 도출한 최적통화정책에 대한 의미를 살펴보자. 재정정책을 통해 독점적 경쟁으로부터 발생하는 왜곡을 제거한 상황에서 최적통화정책을 통해 달성할 수 있는 최적 인플레이션은 상대가격 왜곡의 증가율과 같아짐을 (식-13)을 통해 우리는 확인 할 수 있다. 따라서 위의 최적화 문제에서 도출된 최적통화정책은 최초 시점에서 상대가격 왜곡이 존재할 때 이를 점진적으로 감소시키는 정책이 된다.

한편, 가계의 노동공급에 대한 1계조건과 기업의 노동수요의 1계 조건을 이용하여 상대가격 왜곡이 없는 상황에서의 총생산을 도출하면 다음과 같다.

$$Y_t^* = \eta A_t \quad (15)$$

(식-10)에서 도출한 상대가격 왜곡이 존재하는 상황에서의 총생산에 관한 식과 위에서 도출한 식을 활용하면 아래와 같이 자연산출량과 상대가격 왜곡이 존재할 때의 생산량 간의 관련 식을 우리는 도출할 수 있다.

$$Y_t = \frac{Y_t^*}{\Delta_t} \quad (16)$$

(식-15)와 (식-16)을 사회후생함수를 나타내는 (식-4)에 대입하면 우리는 사회후생함수를 아래와 같이 정리할 수 있게 된다.

$$V_t = \left[a_t \left((\eta A_t / \Delta_t)^\eta (1 - \eta)^{1-\eta} \right)^{(1-\sigma)/\theta_V} + \beta (E_t V_{t+1}^{1-\sigma})^{1/\theta_V} \right]^{\theta_V/(1-\sigma)} \quad (17)$$

(식-15), (식-16) 및 (식-17)을 통해 우리가 확인할 수 있는 사실은 실질총생산은 상대가격 왜곡과 기술충격에 관한 식으로 나타낼 수 있으며 사회후생함수 V 역시 상대가격 왜곡과 수요 및 기술충격에 관한 함수로 표현이 가능하다는 것이다.

만약 중앙은행이 최적통화정책을 실시하게 되어 상대가격 왜곡의 동학이 (식-13)과 (식-14)로 진행되게 되면 우리는 (식-17)을 통해 최적통화정책하의 사회후생을 도출할 수 있게 된다. 한편 중앙은행이 최적통화정책이 아닌 이자율 준칙을 따르게 되면 (식-4)를 목적식으로하고 (식-12)를 포함한 가계 및 기업의 1계 조건들과 이자율 준칙식을 제약식으로 하는 최적화 문제를 풀면 이자율 준칙하의 사회후생을 도출할 수 있다.

3.2.3 후생분석

이자율 준칙 및 램지 문제를 통해 도출한 최적통화정책 하의 사회후생과 경제변수의 값은 상대가격 왜곡의 초기 값 설정에 따라 모형 변수의 동학에 영향을 미칠 수 있다. 상대가격 초기 값 설정을 위해 본 논문에서는 먼저 균제상태의 상대가격 왜곡을 살펴본다. 아래의 식은 균제상태의 상대가격 왜곡을 나타낸 식이다.

$$\Delta = \frac{(1-\alpha)}{1-\alpha(1+\pi)^\epsilon} \left[\frac{1-\alpha(1+\pi)^{\epsilon-1}}{1-\alpha} \right]^{\epsilon/(\epsilon-1)} \quad (18)$$

위의 식에서 알 수 있듯이 상대가격 왜곡의 장기평균 값은 인플레이션의 장기평균 값을 어떻게 설정하느냐에 따라 결정된다. 따라서 본 논문에서는 인플레이션의 장기평균 값이 3%를 달성할 수 있도록 상대가격 왜곡의 초기 값을 설정하였다.³⁸⁾

Caldara et al.(2012)은 가계의 효용함수가 Epstein-Zin 효용함수이고 기술충격의 분산이 시변(time-varying)하는 상황에서 경기변동의 후생비용을 산출하였다. 단순화된 Basu-Bundick 모형에서 불확실성 충격은 선호충격의 확률적 변동성으로 표현이 되고 가계의 효용함수는 Caldara et al.(2012)의 효용함수와 동일하므로 Caldara et al.(2012)의 방법론을 적용하여 불확실성 충격의 후생비용을 산출하도록 하겠다. 분석에 앞서 불확실성 충격의 후생비용에 분석의 초점이 맞춰져 있기 때문에 기술충격이

38) Basu and Bundick(2017)의 원모형에서 기업의 가격설정은 Rotemberg(1982)가 제시한 방법론을 따르고 있다. 그러나 본 논문에서 분석하고 있는 간단한 Basu-Bundick 모형은 칼보 유형의 가격설정을 가정하고 있으므로 가격경직성을 나타내는 파라미터 α 는 기업들이 1년에 한 번 가격을 조정한다는 가정 하에 3/4로, 상품간 대체탄력성을 나타내는 ϵ 은 6으로 설정하였다. 그리고 불확실성 충격과 관련된 수요충격의 확률과정과 기술충격의 확률과정에 포함된 파라미터 및 이자율 준칙과 관련된 파라미터 등 여타 파라미터의 값은 Basu and Bundick(2017)의 값을 그대로 활용하였다.

없는 단순화된 Basu-Bundick 모형을 살펴본다. 동 모형의 상태변수는 섭동(perturbation) 파라미터 χ 를 포함한 $s_t = (\Delta_{t-1}, a_{t-1}, \epsilon_{t-1}^{a_t}, \sigma_{t-1}^a, \epsilon_t^{\sigma^a}, \chi)$ 로 정리할 수 있다. 따라서 $\chi = 1$ 인 균제상태에서 우리는 다음의 근사식을 얻을 수 있다.

$$V(0,0,0,0,0,1) \approx V_{ss} + \frac{1}{2} V_{66,ss}$$

여기서 V_{ss} 는 균제상태에서 사회후생 함수의 값을 의미하며 $V_{66,ss}$ 는 균제상태에서 사회후생 함수를 섭동 파라미터에 대해 2차 미분한 후 $\chi = 1$ 을 대입하여 도출한 값이다. Caldara et al.(2012)과 van Binsbergen et al.(2012)는 $1/2 V_{66,ss}$ 는 외생적인 충격의 분산이 0이 아니라 임의의 양수의 값을 가질 때 효용이 얼마나 변화하는지를 나타내기 때문에 $1/2 V_{66,ss}$ 가 경기변동의 후생비용에 관한 측도가 될 수 있다고 주장하고 있다.

Caldara et al.(2012)과 van Binsbergen et al.(2012)의 주장을 토대로 불확실성 충격의 후생비용을 소비의 대등변화를 통해 산출하도록 하자. 먼저 가계가 불확실성 충격의 크기가 Basu and Bundick(2017)의 추정치만큼 발생했을 때의 소비량을 $(1-\tau)C$ 라고 하고, Basu and Bundick(2017)의 추정치와 다른 불확실성 충격이 발생했을 때의 소비량을 C 라고 하자. 그리고 각각의 상황을 A 와 B 로 표현하고 A 의 상황을 벤치마크로 설정한다. 가계가 두 상황에서 얻을 수 있는 효용이 무차별해지도록 하는 τ 의 값을 변화된 불확실성 충격의 후생비용으로 정의하자. 변화된 불확실성 충격의 후생비용에 대한 식을 도출하기에 앞서 균제상태의 가계효용을 도출하면 다음과 같다.

$$V_{ss} = C^\eta (1-N)^{1-\eta} \left(\frac{a}{1-\beta} \right)^{\theta_v/(1-\sigma)} \quad (19)$$

소비의 대등변화를 활용하여 불확실성 충격의 후생비용 τ 는 아래의 과정을 통해 수식이 도출된다. 좌변은 불확실성 충격의 크기가 달라졌을 때의 효용을, 우변은 벤치마크 상황의 효용을 의미한다.³⁹⁾

$$\begin{aligned}
 V_{ss} + \frac{1}{2} V_{66,ss}^B &= (1-\tau)^\eta V_{ss} + \frac{1}{2} V_{66,ss}^A \\
 &\Downarrow \\
 (1-\tau)^\eta V_{ss} &= V_{ss} + \frac{1}{2} (V_{66,ss}^B - V_{66,ss}^A) \\
 &\Downarrow \\
 \tau &= 1 - \left[1 + \frac{V_{66,ss}^B - V_{66,ss}^A}{2 V_{ss}} \right]^{1/\eta} \quad (20)
 \end{aligned}$$

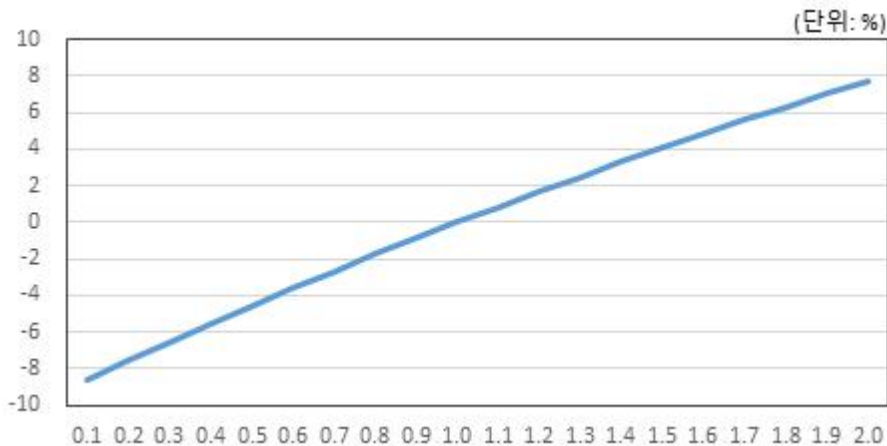
Gabaix(2014, 2016) 및 이종웅(2019a,b)의 분석에 따르면 경제주체가 제한적 합리성을 지니게 되면 가격변수 및 실질총생산의 변동성은 제한적 합리성의 정도에 따라 증가한다. 그리고 제한적 합리성을 보유한 경제주체가 존재하는 경제에서 외생적인 충격이 발생하면 충격이 거시경제에 미치는 효과가 크고 오래 지속된다. 따라서 단순화된 Basu-Bundick 모형에서 불확실성 충격의 크기를 증대시켜 분석을 실시하면 우리는 간접적으로 제한적 합리성에 대한 후생효과를 추론할 수 있게 된다.

<그림-3.1>은 벤치마크의 불확실성 충격을 1로 정규화한 후 불확실성 충격의 크기를 변화시킬 때 벤치마크 대비 발생하는 후생비용을 나타낸 그림이다. 즉, 벤치마크 상황인 A 대비 B 상황이 발생했을 때의 후생비

39) 단순화된 Basu-Bundick 모형에서 조세정책을 통해 독점적 경쟁으로 부터 발생하는 왜곡을 상쇄시키더라도 균제상태의 자원배분이 최적 배분이 아니고 오히려 왜곡의 정도가 여전히 큰 상황이라면 사회후생함수를 테일러 2차 근사할 때 $1/2 V_{66,ss}$ 에는 추가적인 계수가 곱해진다. 균제상태 자원배분이 여전히 왜곡된 상황에서의 사회후생함수에 대한 정확한 2차 근사는 차후에 보완하도록 하겠다.

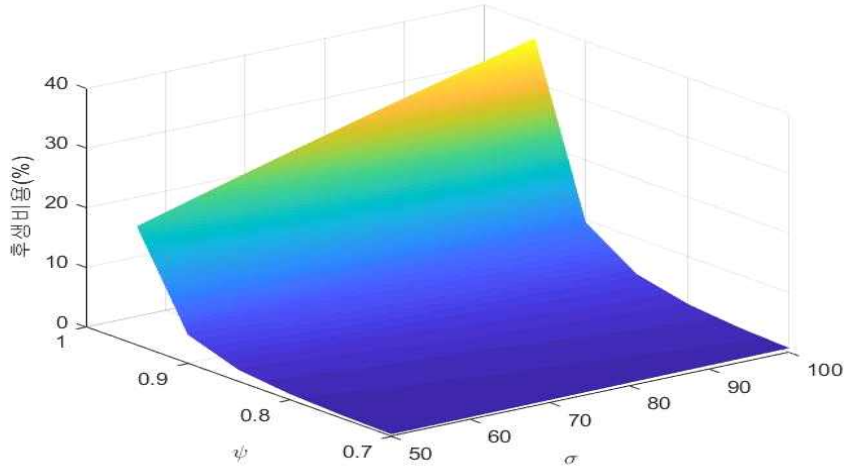
용 τ 를 수직축으로 설정하고 변화시킨 불확실성 충격의 크기를 수평축으로 설정한 그림이다. 그림을 통해 알 수 있듯이 불확실성 충격의 크기가 커짐에 따라 충격의 후생비용은 증가한다. 예를 들어 불확실성 충격의 크기가 벤치마크 대비 2배 만큼 큰 불확실성 충격이 경제에 발생했을 때 증대된 불확실성 충격으로 인한 후생비용은 약 7.7%가 된다. 따라서 우리는 제한적 합리성으로 인해 불확실성과 같은 경제변수에 대한 경제주체의 인지능력이 감소하면 제한적 합리성은 사회후생을 감소시킴을 <그림-3.1>을 통해 간접적으로 확인할 수 있다.

[그림 3.1] 불확실성 충격 크기별 후생비용



한편, Tallarini(2000)는 경기변동의 후생비용을 측정할 때 가계 효용함수를 Epstein-Zin 효용함수로 사용하는 경우 여타 효용함수를 활용하는 경우와 비교하면 경기변동의 후생비용이 매우 크게 측정되며, 외생충격이 랜덤워크(random walk) 확률과정을 따르는 경우 경기변동의 후생비용은 약 5.5%~46.9%로 측정되었다. Tallarini(2000)의 결과는 단순화된 Basu-Bundick 모형에서 제시하고 있는 벤치마크 대비 증대된 불확실성 충격의 후생비용이 결코 큰 값이 아님을 우리에게 시사하고 있다.

[그림 3.2] 불확실성 충격의 후생비용

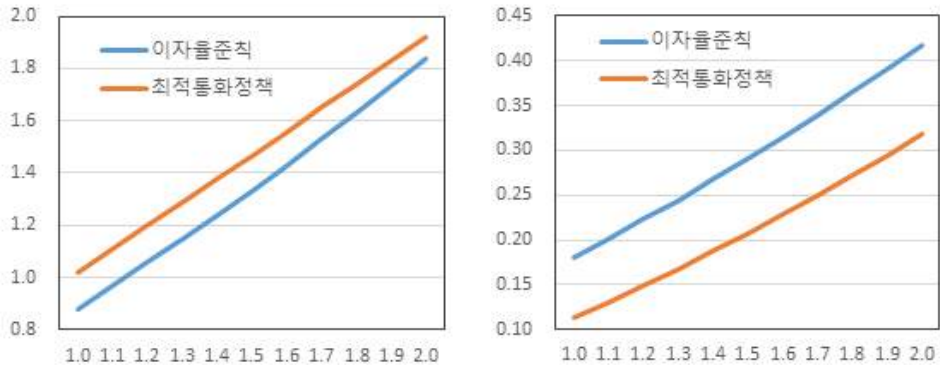


<그림-3.2>는 단순화된 Basu-Bundick 모형에서 중앙은행이 이자율 준칙에 따라 통화정책을 수행할 때, 상대적 위험기피도를 결정하는 파라미터 σ 의 값에 따라 불확실성 충격의 후생비용이 어떻게 변화하는지 보여주고 있다.⁴⁰⁾ x 축은 위험기피도를 결정하는 σ 의 값을 나타내며, y 축은 기간간 대체탄력성을 의미한 ψ 의 값을 의미하며 마지막으로 수직축은 불확실성 충격의 후생비용을 나타낸다.

Van Binsbergen et al.(2012)은 Epstein-Zin 효용함수를 활용하는 경우 상대적 위험기피도를 결정하는 파라미터 σ 의 값이 사회후생 함수의 값에 매우 큰 영향을 미칠 수 있음을 증명하였다. <그림-3.2>를 통해 알 수 있듯이 경제주체의 위험기피도가 커질수록 불확실성을 회피하기 위해 기꺼이 지불할 의사가 있는 소비의 양이 점점 커짐을 우리는 알 수 있다.

40) Basu and Bundick(2017)에서는 σ 의 값을 80으로 설정하였다.

[그림 3.3] 통화정책별 불확실성 충격에 대한 경제변수의 변동성
 실질총생산 인플레이션



또한 우리는 <그림-3.2>를 통해 기간간 대체탄력성 ψ 의 값에 따라 불확실성 충격의 후생비용이 어떻게 변화하는지 알 수 있다.⁴¹⁾ 참고로 Hall(1988)의 결과와 일치시키기 위해 기간간 대체탄력성의 값은 1보다 작은 값으로 범위를 설정하였다. <그림-3.2>를 통해 알 수 있듯이 기간간 대체탄력성의 값이 작아질수록 불확실성 충격의 후생비용은 급격히 하락하는 모습을 보인다. 특히 기간간 대체탄력성의 값이 0.75 이하의 값으로 켈리브레이션하게 되면 불확실성 충격의 후생비용은 1% 미만의 값으로 측정되었다.

마지막으로 중앙은행이 이자율 준칙이 아닌 최적통화정책을 수행할 때 실질총생산과 인플레이션의 변동성과 최적통화정책으로 개선되는 후생효과에 대해 살펴보도록 하자. <그림-3.1>의 분석처럼 불확실성 충격의 크기가 커질수록 변화하는 경제변수의 변동성과 개선되는 사회후생의 정도를 파악하고자 한다. 동 분석의 이유는 제한적 합리성이 경제에 미치는 효과가 중앙은행이 실시하는 정책의 종류에 따라 어떻게 변화하는지를 간접적으로 파악하기 위해서다.

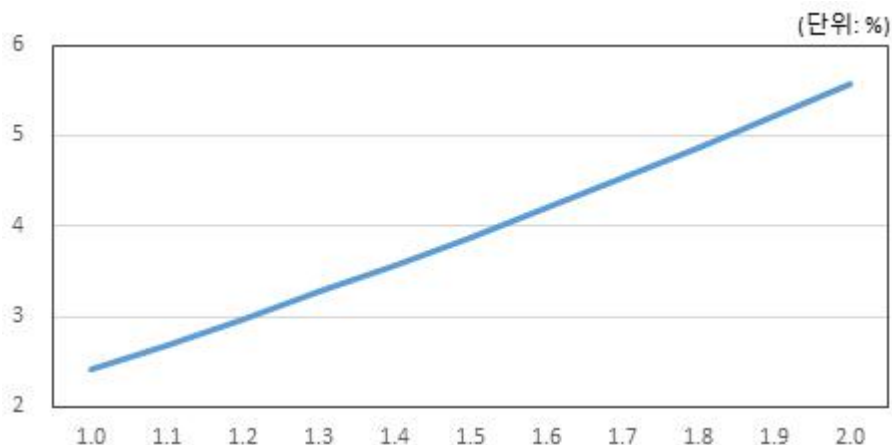
<그림-3.3>은 불확실성 충격이 커질 때 통화정책별 경제변수의 변동

41) Basu and Bundick(2017)에서는 ψ 의 값을 0.95로 설정하였다.

성을 나타낸 그림이다.⁴²⁾ 수평축은 불확실성 충격의 크기를 나타내며 수직축은 경제변수의 변동성을 의미한다. 그림을 통해 알 수 있듯이 불확실성 충격이 커질수록 경제변수의 변동성은 증대된다. 한편 중앙은행이 최적통화정책을 실시하면 인플레이션의 변동성은 크게 낮아지지만 실질총생산의 변동성은 이자율 준칙대비 소폭 상승하는 것으로 나타났다. 그러나 불확실성 충격이 커질수록 두 정책별 실질총생산의 변동성의 차이는 축소된다. 그리고 인플레이션의 경우 불확실성 충격이 커질수록 최적통화정책을 통해 인플레이션의 변동성을 더욱 완화시킬 수 있다.

<그림-3.4>는 불확실성 충격의 커짐에 따라 최적통화정책을 수행함으로써 증진시킬 수 있는 사회후생의 정도를 나타낸 그림이다. 수평축은 불확실성 충격의 크기를 나타내며 수직축은 중앙은행이 최적통화정책을 수행함에 따라 달성되는 사회후생함수의 값 대비 이자율 준칙을 수행할 때 달성되는 사회후생함수의 값의 비율을 나타낸 것이다. 즉, 최적통화정책으로 인해 개선되는 사회후생의 정도를 나타낸다.⁴³⁾

[그림 3.4] 불확실성 충격과 최적통화정책으로 인해 개선되는 사회후생



42) 모형을 100,000 기간 시뮬레이션을 한 후 도출된 모형내 변수들의 시계열을 통해 두 경제변수의 표준편차를 계산하였다.

43) 모형을 100,000 기간 시뮬레이션을 한 후 도출된 모형내 변수들의 시계열의 장기평균 값을 활용하여 사회후생함수 V 의 값을 도출하였다.

<그림-3.4>를 통해 우리는 불확실성 충격의 크기가 커질수록 최적통화정책의 수행에 따른 사회후생 개선의 정도가 큼을 알 수 있다. 벤치마크 상황에서 최적통화정책을 수행함에 따라 개선되는 사회후생의 정도는 약 2.4%를 기록하였으나, 불확실성 충격의 크기가 2배로 발생했을 때에는 최적통화정책으로 인해 개선되는 사회후생의 정도는 약 5.6%로 나타났다.

우리는 단순화된 Basu-Bundick 모형을 통해 제한적 합리성이 거시경제에 미치는 효과를 간접적으로 추론하였다. 제한적 합리성의 정도가 증대될수록 경제변수의 변동성은 증대되고 제한적 합리성의 후생비용은 커진다. 이러한 상황에서 중앙은행이 최적통화정책을 수행하게 되면 인플레이션의 변동성을 크게 완화시킬 수 있고 사회후생을 개선시킬 수 있게 된다.

3.3 제한적 합리성의 후생효과

3.3.1 모형의 개요

본 논문에서는 단순화된 Basu-Bundick 모형이 아닌 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 뉴케인지안 모형을 통해 불확실성 충격의 후생효과 및 제한적 합리성의 후생효과를 분석한다. 불확실성 충격과 제한적 합리성의 후생효과 및 최적통화정책에 대한 후생효과를 분석하기 위해 불확실성 충격 및 제한적 합리성의 후생효과를 본 논문에서는 사회후생을 나타내는 손실함수의 차이로 정의하기로 한다. 아래는 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 뉴케인지안 모형에 불확실성의 경로를 포함시킨 모형의 구조식이다.

(총수요곡선경로)

$$x_t = E_{t-1}x_{t+1} - \sigma^{-1}E_{t-1}(i_t - \pi_{t+1} - \hat{r}_t^n) + \gamma_d E_{t-1}u_t + \gamma_x u_{t-1} + \gamma_v u_{t-2} \quad (21)$$

(총공급곡선경로)

$$\pi_t = \kappa E_{t-1}x_t + \beta E_{t-1}\pi_{t+1} + \gamma_s E_{t-1}u_t + \gamma_y u_{t-1} + \gamma_u u_{t-2} \quad (22)$$

(통화정책경로)

$$i_t = \hat{r}_t^n + a_1 u_t + a_2 u_{t-1} + \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\phi_x x_t + \phi_\pi \pi_t] \quad (23)$$

(불확실성의 확률과정)

$$u_t = c_1 u_{t-1} + c_2 i_{t-1} + c_3 y_t + c_4 \pi_t + \epsilon_t^u \quad (24)$$

불확실성 충격의 거시경제적 효과를 분석한 본 논문의 모형과 Basu and Bundick(2017)의 모형의 차이점은 다음과 같다. 첫째, 본 논문의 모형에서는 가계와 기업의 내생변수 및 불확실성의 정도에 대한 정보처리 경직성이 있는 것으로 가정한다. 즉, Basu and Bundick(2017)의 모형에서 조건부 기대는 현재기의 정보집합을 통해 형성되지만 본 논문의 조건부 기대는 전기의 정보집합을 통해 기대가 형성된다. 둘째, 본 논문의 모형에서 경제주체는 불확실성을 인지하는 능력에 제한이 있어 불확실성의 정도를 “높음” 혹은 “낮음”의 이산형의 형태로 인지한다. 그러나 Basu and Bundick(2017)의 모형에서 경제주체는 불확실성을 인지하는 능력에 제약이 없어 불확실성의 정도를 정확하게 인식한다. 마지막으로 본 논문의 모형에서는 필립스 곡선에서도 불확실성 충격이 직접적으로 영향을 미치는 경로가 포함되어 있으나 Basu and Bundick(2017) 모형에서는 불확실성 충격이 수요충격의 형태로만 나타나 있다.

3.3.2 효용함수의 형태 및 손실함수 도출

Benigno and Woodford(2012)는 가계의 효용함수⁴⁴⁾를 균제상태의 근방에서 테일러 2차 전개를 통해 근사하여 손실함수를 도출하였다. 만약 균제상태가 최적배분상태인 경우 정태적 근사(Static approximation)를 통해 손실함수를 도출하며, 균제상태가 최적배분상태가 아닌 경우 동태적 근사(Dynamic approximation)를 통해 손실함수를 도출한다. 구체적으로 동태적 근사에 대해 살펴보면, 균제상태가 최적배분상태가 아닌 경우 테일러 2차 전개시 최적배분을 저해하는 요인이 1차항에 영향을 미칠 수 있기 때문에 이러한 요소를 제거하기 위해 동태적 근사방법에서는 2차항으로 근사된 필립스 곡선의 식을 이용하여 후생분석을 위한 2차 형식의

44) 가계는 소비와 여가에 의존하는 안정적인 효용함수를 가지고 있는 것으로 가정한다.

손실함수를 도출한다.

Benigno and Woodford(2012)을 따라 구체적으로 손실함수를 도출하면 다음과 같다. 먼저 가계효용함수 $U(x;\xi)$ 는 x 와 ξ 에 대해 오목함수이며 2차 이상으로 미분이 가능하다고 가정한다. 여기서 x 는 내생변수의 벡터를 의미하며 ξ 는 외생변수의 벡터를 나타낸다. 다음으로 가계효용함수 $U(x;\xi)$ 는 다음과 같이 u 와 v 의 함수로 분리가 가능하다고 가정한다. 참고로 u 는 소비에 대한 효용함수이며 v 는 노동공급에 대한 효용함수를 의미한다. 그리고 u 는 소비에 대해 증가함수이며 오목함수이고 v 는 노동공급에 대해 증가함수이며 볼록함수라고 가정한다.

$$U_t = u(C_t; \xi_t) - v(N_t; \xi_t) \quad (25)$$

만약 모형의 경제가 폐쇄경제이고 정부지출 및 투자지출이 존재하지 않는다고 가정하면 u 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$u(C_t; \xi_t) = u(Y_t; \xi_t) \quad (26)$$

그리고 실질총생산 함수는 아래와 같이 기술충격, 상대가격 왜곡 및 노동공급량의 함수로 나타낼 수 있다고 가정한다.

$$Y_t = (A_t / \Delta_t) N_t \quad (27)$$

그렇다면 노동공급에 대한 효용함수 v 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$v(N_t; \xi_t) = v\left(\frac{\Delta_t Y_t}{A_t}, \xi_t\right) \quad (28)$$

여기서 상대가격 왜곡을 나타내는 Δ_t 는 인플레이션과 과거 상대가격 왜곡의 정도에 의해 결정된다.

$$\Delta_t = \Delta(\Pi_t, \Delta_{t-1}) \quad (29)$$

따라서 가계효용함수이자 사회후생함수 U 는 아래와 같이 실질총생산, 상대가격 왜곡 및 기술충격의 함수로 나타낼 수 있다.

$$U_t = u(Y_t; \xi_t) - v(\Delta_t Y_t / A_t; \xi_t) \quad (30)$$

위에서 도출한 사회후생함수에 Benigno and Woodford(2012)의 근사방식을 적용하게 되면 다음과 같은 후생손실 함수가 도출된다.

$$E_0 \Omega \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \pi_t^2 + \lambda x_t^2 \} \quad (31)$$

여기서 π_t 는 인플레이션을 나타내면 x_t 는 생산갭을 의미한다.

상술한 바와 같이 불확실성 충격이 발생하게 되면 실질총생산, 가계소비 및 투자와 같은 주요 경제변수의 변동이 발생하게 되고 우리는 위에서 도출한 후생손실 함수를 통해 이러한 변동에 따른 후생효과를 분석할 수 있다. 만약 불확실성 충격을 Basu and Bundick(2017)과 같이 선호충격과 같은 외생변수의 2차 적률의 형태로 정의하게 되는 경우 불확실성 충격이 손실함수에 어떠한 형태로 나타나는지 살펴보자. 불확실성 충격이 2차 적률의 형태로 정의되면 (식-31)의 도출과정에서 생산갭 x_t 와 불확실성 충격의 곱은 3차 적률의 함수가 되기 때문에 2차 형식의 손실함

수에는 포함되지 않는다. 이는 인플레이션 π_t 와 불확실성 충격의 곱의 경우에도 마찬가지이다. 따라서 통화정책의 영향을 받는 변수인 생산갭과 인플레이션에 불확실성 충격이 포함되지 않고 정책과 무관한 항에 포함되기 때문에 후생분석에 사용되는 손실함수 (식-31)에는 불확실성 충격이 나타나지 않게 된다. 물론 불확실성 충격이 2차 적물이기 때문에 불확실성 충격 자체가 2차항으로 근사한 손실함수에 영향을 미칠 수 있으나 이 역시 정책과 무관하기 때문에 (식-31)에는 불확실성 충격이 포함되지 않게 된다.

3.3.3 통화정책별 제한적 합리성의 후생효과

1. 최적통화정책

본 논문에서는 중앙은행이 최적통화정책을 실시하는 경우 램지 최적화 문제를 풀어 통화정책을 실시한다고 가정한다. 램지 최적 정책에서는 0기 시점에서 경제가 새로 시작되는 것으로 가정하여 최적 통화정책의 식을 도출할 수 있다. 한편, Benigno and Woodford(2012)의 무시간 최적 정책(timeless perspective)에서는 0기 이전 시점에서 최적 정책을 실시한 것으로 가정하기 때문에 -1기 시점에서 결정되는 값이 제약조건으로 최적화 문제에 포함된다. 본 논문의 모형에서는 민간 경제주체가 정보처리 경직성으로 인해 0기의 최적통화정책식을 0기에 인지할 수 없으므로 0기 시점의 생산갭과 인플레이션율은 균형해가 아니라 초기 값으로 결정해야 하는 문제가 발생한다. 본 논문은 생산갭과 인플레이션율의 초기 값 균제상태의 값으로 설정하여 중앙은행이 최적통화정책을 수행하는 경제에서의 불확실성 충격 및 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 분석하고자 한다.

가계 및 기업의 정보처리 경직성을 반영한 모형에서 램지 최적 정책을 통해 도출할 수 있는 최적 통화정책은 아래 라그랑지안 함수를 최소화하는 인플레이션과 생산갭의 함수로 나타낼 수 있다.

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{1}{2} \pi_t^2 + \frac{\lambda}{2} x_t^2 + \varphi_{t-1} (\pi_t - \kappa E_{t-1} x_t - \beta E_{t-1} \pi_{t+1} - \gamma_s E_{t-1} u_t - \gamma_y u_{t-1} - \gamma_u u_{t-2}) \right]$$

위의 라그랑지안 함수에서 반복기대값의 법칙(Law of iterated expectations)을 적용하면 위의 식은 아래와 같이 정리가 된다.

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{1}{2} \pi_t^2 + \frac{\lambda}{2} x_t^2 + \varphi_{t-1} [\pi_t - \kappa x_t - \beta \pi_{t+1} - \gamma_s u_t - \gamma_y u_{t-1} - \gamma_u u_{t-2}] \right\}$$

수정된 최적화 문제에 대해 1계 조건을 도출하면 다음과 같으며, 아래의 차분방정식은 1기부터 성립한다. 참고로 0기 시점의 최적통화정책 관련식은 $\varphi_{-1} = 0$ 을 가정하여 도출한다.

$$\pi_t + \varphi_{t-1} (1 - \gamma_s c_4) - \varphi_{t-2} - \beta \varphi_t \gamma_y c_4 - \beta^2 \varphi_{t+1} \gamma_u c_4 = 0, \quad t \geq 1 \quad (32)$$

$$\lambda x_t - \varphi_{t-1} (\kappa + \gamma_s c_3) - \beta \varphi_t \gamma_y c_3 - \beta^2 \varphi_{t+1} \gamma_u c_3 = 0, \quad t \geq 1 \quad (33)$$

한편, Woodford(2003)에 따르면 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 최적통화정책에 추가되는 조건은 (식-34)와 같다. 즉, t 시점에서 정책금리를 결정하는 중앙은행 입장에서 t시점의 생산갭과 인플레이션율은 t-1기의 정보집합을 통해 결정⁴⁵⁾되므로 정책금리의 조정을

45) 충수요곡선경로 식을 살펴보면 현재기의 생산갭은 전기 정보집합에 근거한 이자율의

통해 사회후생을 증대시킬 수가 없게 된다. 따라서 중앙은행이 t 시점의 정책금리를 $t-1$ 기의 정보집합에 근거한 민간 경제주체의 정책금리 기대값인 $E_{t-1}i_t$ 에 일치시키는 것이 최적통화정책이 된다.

$$i_t = E_{t-1}i_t, \quad t \geq 1 \quad (34)$$

2. 재량적 통화정책

경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 재량적 통화정책을 도출하는 과정은 정보처리 경직성이 없는 모형과 다르게 진행된다. Gali(2015)의 5장에 있는 재량적 통화정책과 관련된 식은 경제주체의 정보처리 경직성이 반영되지 않은 뉴케인지안 모형을 통해 도출이 된 것이다. 정보처리 경직성이 없는 모형에서 재량적 통화정책은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi_t = -\frac{\lambda}{\kappa}x_t$$

그러나 최적통화정책의 도출과정에서 알 수 있듯이 현재 총공급곡선경로에 반영되어 있는 불확실성은 현재기 뿐만 아니라 1기와 2기 이전의 불확실성도 반영되어 있다. 또한 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 중앙은행이 재량적 통화정책을 통해 사회후생을 최대화시키고자 할 때, t 시점에서 중앙은행이 선택하는 재량적 통화정책은 t 시점의 생산갭과 인플레이션율에 영향을 미치지 못하고 민간 경제주체가 t 기에 형성하는 정보집합을 통해 $t+1$ 기의 생산갭과 인플레이션율에 영향을

기대치의 함수가 된다. 그러므로 생산갭과 인플레이션율은 현재기의 이자율이 아닌 전기 정보집합에 근거한 이자율에 영향을 받게 된다.

미치게 된다. 따라서 t 기에 중앙은행이 선택한 재량적 통화정책은 $t+1$ 기의 통화정책에 영향을 미치게 된다. 그러므로 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 재량적 통화정책은 Gali(2015)의 5장에서 정태적으로 도출되는 재량적 통화정책과 달리 동태적으로 분석되어야 한다. 그러므로 본 논문에서는 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 중앙은행의 재량적 통화정책을 아래의 동태적 계획법(Dynamic Programming)을 통해 도출한다.

동태적 계획법을 통해 재량적 통화정책을 도출할 때 중요하게 고려해야 하는 사항은 상태변수의 선택이다. 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 없고 불확실성이 AR(1) 확률과정을 따르는 외생변수라면 동태적 계획법에서 상태변수는 t 기에 실현된 불확실성 u_t 밖에 존재하지 않는다.⁴⁶⁾ 그러나 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 t 기에 중앙은행이 재량적 통화정책을 통해 사회후생을 극대화 시키고자 할 때, 동태적 계획법의 상태변수는 t 기에 실현된 불확실성 u_t 와 민간 경제주체가 $t-1$ 기의 정보집합을 통해 형성한 기대값 $E_{t-1}x_t, E_{t-1}\pi_{t+1}, E_{t-1}u_t$ 가 된다. 이러한 점과 필립스 곡선을 나타내는 (식-21)을 함께 고려하면 우리는 t 시점의 인플레이션을 π_t 역시 상태변수가 됨을 알 수 있다. 동일한 논리로 t 시점의 생산갭 x_t 역시 상태변수가 된다.

다음으로 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 재량적 통화정책의 특징은 다음과 같다. 중앙은행이 t 시점에서 재량적으로 정책금리를 결정하게 되면 민간 경제주체의 t 시점의 의사결정에 영향을 미치지 못하고 $t+1$ 기의 의사결정에 영향을 미치게 된다. 즉, t 기에 사건이 발생하는 순서는 불확실성 수준 u_t 가 실현된 다음 중앙은행이 정책금리 i_t 를 결정하고 민간 경제주체는 x_{t+1} 과 π_{t+1} 을 결정하게 된다. 물론 이러한 사건의 순서는 최적통화정책이 실시되는 경제에서도 동일하게 적용된

46) 불확실성이 외생변수이라면 AR(1) 확률과정으로 표현이 되기 때문에 필립스 곡선에 있는 $t-1$ 및 $t-2$ 기의 불확실성은 상태변수에 포함시키지 않아도 u_t 의 확률과정을 통해 파악될 수 있기 때문에 불필요한 변수(redundant variable)가 된다.

다. 그러나 민간 경제주체의 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 재량적 통화정책은 다음과 같은 측면에서 최적통화정책과 차이점이 발생한다. 중앙은행이 최적통화정책을 실시할 경우 중앙은행은 민간 경제주체의 기대를 관리할 수 있게 되지만, 재량적 통화정책을 실시하는 경우에는 민간 경제주체의 기대를 관리할 수 없게 된다.

민간 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 모형에서 본 논문은 다음과 같은 동태적 계획법을 통해 t 시점의 재량적 통화정책을 도출한다. 상술했듯이 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 상태변수에는 t 시점의 불확실성 u_t 뿐만 아니라 t 시점의 생산갭 x_t 및 인플레이션을 π_t 가 포함된다. 그리고 불확실성의 경로를 반영한 본 논문의 모형에서 필립스 커브인 (식-22)와 불확실성의 확률과정인 (식-24)를 살펴보면 (식-22)에 나와 있듯이 2기 전의 불확실성은 2기 전의 생산갭과 인플레이션의 함수인 동시에 t 기의 인플레이션에 영향을 미치기 때문에 재량적 통화정책을 도출하는 동태적 계획법에서 상태변수는 $\pi_t, \pi_{t-1}, x_t, x_{t-1}$ 이 된다. 아래는 재량적 통화정책과 관련된 동태적 계획법을 나타낸 식과 동태적 계획법을 라그랑지안으로 표현한 식이다.

$$V^0(\pi_t, \pi_{t-1}, x_t, x_{t-1}) = \min_{x_{t+1}, \pi_{t+1}} \left\{ \frac{1}{2} \pi_{t+1}^2 + \frac{\lambda}{2} x_{t+1}^2 + \beta E_t V^1(\pi_{t+1}, \pi_t, x_{t+1}, x_t) \right\}$$

$$\text{s.t. } \pi_{t+1} = \kappa E_t x_{t+1} + \beta E_t \pi_{t+2} + \gamma_s E_t u_{t+1} + \gamma_y u_t + \gamma_u u_{t-1}$$

\Downarrow

$$V^0(\pi_t, \pi_{t-1}, x_t, x_{t-1}) = \min_{x_{t+1}, \pi_{t+1}} \left\{ \frac{1}{2} \pi_{t+1}^2 + \frac{\lambda}{2} x_{t+1}^2 + \beta E_t V^1(\pi_{t+1}, \pi_t, x_{t+1}, x_t) \right\} \\ + \varphi_t (\pi_{t+1} - \kappa E_t x_{t+1} - \beta E_t \pi_{t+2} - \gamma_s E_t u_{t+1} - \gamma_y u_t - \gamma_u u_{t-1})$$

중앙은행은 t 시점의 민간 경제주체의 정보집합을 정확하게 알 수 있다. 이는 최적통화정책을 실시하는 경제나 재량적 통화정책을 실시하는 경제 모두 적용된다. 왜냐하면 t 시점민간 경제주체의 정보집합에 포함된 t 시점의 불확실성 및 정책금리 수준은 t 시점의 중앙은행이 관측하고 설정할 수 있는 값이기 때문이다. 그러나 최적통화정책을 실시하는 경제에서는 중앙은행이 경제주체의 기대를 관리할 수 있기 때문에 위의 라그랑지안 함수에서 제약식의 기대 오퍼레이터 E_t 는 생략이 가능하지만 재량적 통화정책을 실시하는 경제에서는 중앙은행이 경제주체의 기대를 관리할 수 없기 때문에 제약식에서 E_t 는 생략이 불가능하다. 이러한 최적통화정책과 다른 재량적 통화정책의 특징을 고려하는 가운데 라그랑지안 함수에 불확실성의 확률과정을 대입한 후 1계 조건을 도출하면 다음의 식을 도출할 수 있다.

$$\pi_{t+1} + \beta V_{\pi_{t+1}}^{1'} + \varphi_t = 0 \quad (35)$$

$$\lambda x_{t+1} + \beta V_{x_{t+1}}^{1'} = 0 \quad (36)$$

$$V_{\pi_t}^{0'} = \beta V_{\pi_t}^{1'} - \gamma_y c_4 \varphi_t \quad (37)$$

$$V_{x_t}^{0'} = \beta V_{x_t}^{1'} - \gamma_y c_3 \varphi_t \quad (38)$$

$$V_{\pi_{t-1}}^{0'} = -\gamma_u c_4 \varphi_t \quad (39)$$

$$V_{x_{t-1}}^{0'} = -\gamma_u c_3 \varphi_t \quad (40)$$

(식-37)에서 (식-40)에 포락선 정리(envelop theorem)을 적용한 후 (식-35)와 (식-36)에 대입하면 우리는 라그랑지안 승수 φ_t 에 대한 차분방정식을 얻을 수 있게 된다. 아래의 차분방정식은 1기부터 성립하며 0기 시점의 재량적 통화정책 관련식은 $\varphi_{-1} = 0$ 을 가정하여 도출한다.

$$\pi_t + \varphi_{t-1} - \beta\gamma_y c_4 \varphi_t - \beta^2 \gamma_u c_4 \varphi_{t+1} = 0, \quad t \geq 1 \quad (41)$$

$$\lambda x_t - \beta\gamma_y c_3 \varphi_t - \beta^2 \gamma_u c_3 \varphi_{t+1} = 0, \quad t \geq 1 \quad (42)$$

3. 통화정책별 제한적 합리성의 후생효과 및 불확실성 충격에 대한 반응

간단한 Basu-Bundick 모형과 마찬가지로 이자율 준칙, 최적통화정책 및 재량적 통화정책 하의 경제에서 모형 변수의 동학은 초기 값 설정에 따라 그 모습이 달라진다. 본 논문에서는 초기 값의 설정이 필요한 변수에 대해 다음과 같은 기준으로 초기 값을 설정하였다. 첫째, 모형의 내생변수 중에 초기 값 설정이 필요한 변수의 초기 값은 균제상태의 값으로 설정하였다.⁴⁷⁾ 둘째, 라그랑지안 승수 중에 φ_{-1} 의 값은 0으로 설정하였다.⁴⁸⁾

<표-3.1>은 중앙은행이 이자율 준칙, 최적통화정책 및 재량적 통화정책을 실시하는 개별경제에서 불확실성 충격으로 인한 사회 후생손실을 산출한 결과이다. 원지수는 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 불확실성의 지표로 활용한 경우를 의미하며 제한적 합리성 지수는 이산형의 형태로 나타난 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 불확실성의 지표로 활용한 경우를 나타낸다. 통화정책별 후생분석을 실시할 때 총수요곡선, 총공급곡선 및 불확실성의 확률과정 등은 개별 분석에서 모두 동일한 형태로 모형에 반영된다. 하지만 통화정책과 관련된 식은 세 경우 모두 다르게 모형에 반영된다. 이자율 준칙의 경우에는 테일러 준칙 형태의 식이, 최적통화정책의 경우 (식-32), (식-33)이, 재량적 통화정책의 경우 (식-41), (식-42)가 통화정책과 관련된 식으로 모형에 반영된다.

47) 본 논문의 모형은 선형모형이기 때문에 모형의 내생변수의 균제상태 값은 0이 된다.

48) 최적통화정책에 관한 분석에서 라그랑지안 승수의 초기 값 균제상태의 값으로 설정하는 경우와 0으로 설정하는 경우의 목적함수의 값은 차이가 발생하지 않았다.

[표 3.1] 통화정책별 사회 후생손실

	원지수(A)	제한적 합리성 지수(B)	B/A
이자율 준칙	2.763	14.219	5.146
최적통화정책 ¹⁾	0.643	5.670	8.818
재량적 통화정책	3.635	18.931	5.208

주: 1) 0기 시점에서 생산갭과 인플레이션의 값은 균제상태의 값을 달성하는 것으로 가정하여 사회후생손실을 계산함

경제주체가 제한적 합리성하에서 불확실성의 정도를 이산적으로 파악하는 경우 불확실성 충격으로 인한 후생손실은 경제주체의 제한적 합리성 제약이 없는 경우보다 약 5~8배 정도 더 크게 나타났다. 개별 통화정책 별로 사회 후생손실을 평가해본 결과 경제주체의 제한적 합리성 유무와 상관없이 중앙은행이 최적통화정책을 실시하는 경우 사회 후생손실이 가장 적은 것으로 나타났다. 그리고 재량적 통화정책을 실시하는 경우 여타의 경우에 비해 불확실성 충격으로 인한 후생손실이 가장 크게 나타났다.

다음으로 제한적 합리성의 후생비용에 대해 살펴본다. 경제주체의 제한적 합리성이 존재하는 경우와 존재하지 않는 경우가 무차별하게 되기 위해 제한적 합리성이 존재하는 경우 보충되어야 할 균제상태의 소비 크기를 제한적 합리성의 후생비용 τ_c 으로 정의한다. 한편 제한적 합리성의 후생비용은 다음과 같이 정의될 수도 있다. 제한적 합리성이 존재하는 경우와 존재하지 않는 경우가 무차별하게 되기 위해 제한적 합리성이 존재하지 않는 경우 감소되어야 할 균제상태의 소비 크기를 제한적 합리성의 후생비용 τ_c 로 정의한다.

제한적 합리성의 후생비용을 산출하기에 앞서 가계 효용함수를 다음과 같이 정의한다.

$$U(C_t, N_t) = \left(\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right) \quad (43)$$

Woodford(2003)를 따라 주어진 가계 효용함수에서 0시점에서 산출한 사회후생 함수를 도출하면 다음과 같다. 참고로 $C_t = Y_t$, $Y_t = (A_t/\Delta_t)N_t$ 로 가정한다.

$$W_0 = \overline{W} - \Omega L_0 = \frac{1}{1-\beta} \left(\frac{Y^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{(\Delta Y/A)^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right) - \frac{Y^{1-\sigma}}{2} L_0 \quad (44)$$

여기서 \overline{W} 는 균제상태의 생애효용을 나타내며, L_0 는 0시점의 사회 후생 비용을 의미한다.

제한적 합리성이 없는 경우와 있는 경우의 사회후생 함수를 각각 W_0^A , W_0^B 로 정의한 후 W_0^A 와 보정된 W_0^B 를 같도록 하는 τ_c 값을 계산하면 제한적 합리성으로 인한 후생비용을 산출할 수 있다. $A=1$ 로 가정하고 인플레이션이 0인 균제상태($\Delta=1$)의 균형식을 활용하여 후생비용 τ_c 에 대해 정리하면 다음과 같이 닫힌 형태(closed form)의 후생비용 식을 도출할 수 있다. 그리고 후생비용 τ_e 식도 동일한 방식으로 도출할 수 있다.

$$\tau_c = \left[1 - \frac{(1-\beta)(1-\sigma)(1+\gamma)(L_A - L_B)}{2(\sigma+\gamma)} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (45)$$

$$\tau_e = 1 - \left[\frac{(1-\beta)(1-\sigma)(1+\gamma)(L_A - L_B)}{2(\sigma+\gamma)} + 1 \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (46)$$

<표-3.2>는 위에서 도출한 후생비용 τ_c 와 τ_e 식을 활용하여 개별 통화정책별 제한적 합리성으로 인한 후생비용을 산출한 결과이다. <표-3.1>에서 알 수 있듯이 중앙은행이 최적통화정책을 실시하는 경우 불확실성 충격으로 인한 사회 후생손실이 가장 적었으며 재량적 통화정책을 실시하는 경우 불확실성 충격으로 인한 후생손실이 경제주체의 제한적 합리성 유무와 상관없이 가장 크게 나타났다. 후생비용을 기준으로 살펴볼 때도 최적통화정책을 실시하는 경제에서 제한적 합리성으로 인한 후생비용이 가장 작게 측정되었으며 중앙은행이 재량적 통화정책을 실시하는 경제에서 후생비용이 가장 크게 산출되었다.

[표 3.2] 통화정책별 제한적 합리성의 후생비용

	후생비용(%, τ_c)	후생비용(%, τ_e)
이자율 준칙	2.281	1.915
최적통화정책	0.950	0.880
재량적 통화정책	3.147	2.489

Lucas(1987)이후 많은 경기변동의 후생비용에 관한 연구들은 Lucas(1987)의 결론처럼 경기변동을 완화하는 정책을 수행함으로써 얻을 수 있는 후생효과가 그렇게 크지 않다는 결론과 경기변동을 완화하는 정책의 후생효과가 무시할 수 없다는 결론으로 나뉘진다. 미국 경기변동의 후생비용에 관한 두 경향의 연구결과들을 종합해보면 후생비용은 작게는 0.01%⁴⁹⁾에서 크게는 7.5%⁵⁰⁾까지 측정되고 있으나 대개의 경우 경기변동의 후생비용은 2%를 넘지 않는다. 물론 가계 효용함수가 Epstein-Zin 효용함수이고 외생충격의 확률과정이 랜덤워크를 따른다면 경기변동의 후생비용은 약 40%까지 측정되는 경우도 있다. 그러나 본 논문의 모형

49) Obstfeld(1994)

50) Krebs(2001)

은 DSGE 모형에서 많이 사용되는 CRRA 효용함수이고 불확실성의 확률과정도 안정적이기 때문에, 본 논문의 제한적 합리성으로 인한 후생비용은 일반적인 경기변동의 후생비용보다 다소 높게 산출되었다고 볼 수 있다.

그러나 Chatterjee and Corbae(2007)에 따르면 대공황 같은 경제위기의 가능성을 줄임으로써 얻을 수 있는 후생증가분은 연간 소비를 기준으로 약 1.05%~6.59%로 추정되었다. 본 논문에서 제한적 합리성의 후생비용은 불확실성 지표로 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수의 확률과정을 뉴케인지안 모형에 반영하여 도출한 결과이다. 이종웅(2019b)에서 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수는 표준화된 중립적 의미의 불확실성 복합지수를 원자료로 하여 산출되었다. 그리고 산출 과정에서 경제주체가 불확실성의 정도가 “높음”으로 인식하게 되는 임계치의 값을 0이 아닌 약 0.85⁵¹⁾의 설정한 후 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 산출하였다. 따라서 91년부터 18년 말까지 불확실성이 “높음”으로 인식된 기간은 전체 기간의 약 9%에 지나지 않는다.⁵²⁾

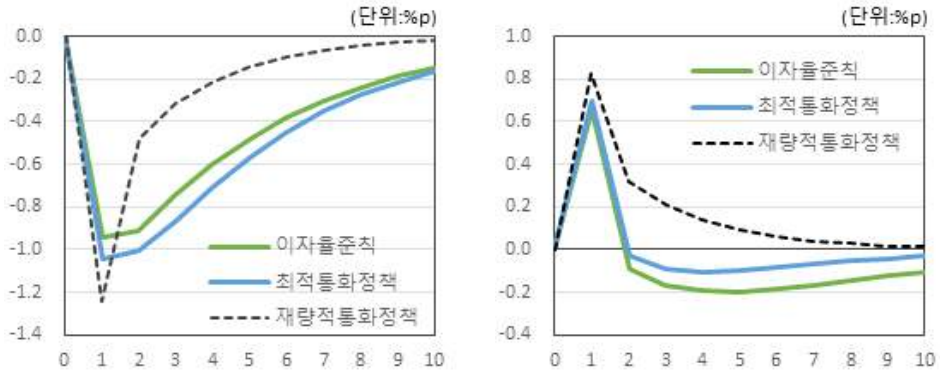
91년부터 최근까지 금융위기로 간주할 수 있는 기간을 98년 외환위기 및 08년 글로벌 금융위기 시기로 정한다면 불확실성이 “높음”으로 인지된 기간은 금융위기의 기간과 큰 차이를 보이지 않는다. 즉, 98년 외환위기를 97.4~98.2분기로 08년 글로벌 금융위기를 08.4~09.2분기로 설정한다면 경제위기의 기간은 전체 기간의 약 5.4%를 기록하여 불확실성이 “높음”으로 인식된 기간이 전체 기간의 약 9%를 기록한 것과 큰 차이를 보이지 않는다. 또한 불확실성이 “높음”으로 인지된 시점에는 98년 외환위기 뿐만 아니라 01년 대우자동차 부도 및 03년 카드사태 등 실질총생산 및 소비에 부정적인 영향을 미친 사건들이 포함되어 있다.

51) 이종웅(2019b)에서는 원지수인 표준화된 중립적 의미의 불확실성 복합지수의 값이 $\sqrt{2/\pi} + 0.051$ 보다 큰 경우 경제주체가 불확실성이 “높음”으로 인식한다고 가정하여 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수를 산출하였다.

52) 전체 기간은 112분기이며 불확실성이 “높음”으로 인지된 기간은 10분기에 지나지 않는다.

마지막으로 <그림-3.5>와 <그림-3.6>는 통화정책별로 불확실성 충격이 발생했을 때 실질총생산과 인플레이션의 반응을 나타낸 그림이다. 먼저 <그림-3.5>는 경제주체가 제한적 합리성의 제약 없이 불확실성의 정도를 정확하게 인식할 때 통화정책별로 불확실성 충격이 실질총생산과 인플레이션에 미치는 효과를 나타낸 그림이다. <그림-3.5>를 통해 알 수 있듯이 제한적 합리성의 제약이 없는 경제에서 불확실성 충격이 발생하게 되면 최적통화정책이 실시되는 경제에서 실질총생산과 인플레이션의 반응이 상대적으로 작게 나타나며, 재량적 통화정책의 경우 불확실성 충격의 거시경제적 효과가 상대적으로 크게 나타났다.

[그림 3.6] 통화정책별 불확실성 충격에 대한 반응(제한적 합리성 지수)
 실질총생산 인플레이션



<그림-3.6>는 경제주체가 인지능력의 한계로 인해 불확실성의 정도를 이산적으로 인지할 때 통화정책별 불확실성 충격에 대한 실질총생산과 인플레이션의 반응을 나타낸 그림이다. <그림-3.5>의 결과와 마찬가지로 중앙은행이 재량적 통화정책을 실시하는 경제에서 불확실성 충격이 실질총생산과 인플레이션에 미치는 효과가 가장 크게 나타났으며, 중앙은행이 최적통화정책을 실시하게 되면 불확실성 충격의 거시경제적 효과는 상대적으로 완화되는 것으로 나타났다.

3.4 결론

본 논문에서는 가게 및 기업 등 민간 경제주체의 정보처리 경직성을 반영한 뉴케인지안 모형을 통해 경제주체의 제한적 합리성으로 인한 후생효과에 대해 살펴보았다. 경제주체의 제한적 합리성 정도가 클수록 외생적인 충격에 대한 경제변수의 변동성이 증대되고 충격의 효과는 제한적 합리성의 제약이 없는 경우에 비해 크고 오래 지속된다. 따라서 민간 경제주체가 불확실성을 인지하는 능력에 제약이 있어 불확실성의 정도를 이산적으로 인식하는 상황에서 불확실성 충격으로 인한 거시경제의 변동성은 더욱 커진다.

제한적 합리성으로 인한 후생효과를 본격적으로 분석하기 전에 본 논문에서는 단순화된 Basu-Bundick 모형을 활용하여 불확실성 충격의 후생효과를 분석하고 불확실성 충격에 대한 중앙은행의 최적통화정책을 살펴보았다. 그리고 동 모형을 통해 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 간접적으로 분석하였다. 제한적 합리성의 정도가 커질수록 외생적인 충격의 효과는 크고 오래 지속되며 거시경제의 변동성이 커지므로 단순화된 Basu-Bundick 모형에서는 불확실성 충격의 크기를 증대시켜 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 간접적으로 추론하였다. 동 모형에서 불확실성 충격의 크기를 증대시킨 결과 사회후생은 크게 감소하고 실질총생산 및 인플레이션의 변동성은 크게 증가한 것으로 나타났다.

다음으로 정보처리 경직성과 불확실성의 전달경로가 반영된 뉴케인지안 모형을 활용하여 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 분석하였다. 동 분석을 위해 먼저 본 논문에서는 가게 효용함수를 통해 사회 후생손실함수를 도출한 후 동 함수와 사회 후생 함수를 활용하여 제한적 합리성의 후생비용을 측정하였다. 측정 결과 제한적 합리성의 후생비용은 9.4~10.0%(소비 기준)로 나타났다. 동 수치가 경기변동의 후생비용 관련 문헌에서 제시하고 있는 값보다 크지만, 본 논문에서 경제주체의 제한적

합리성을 표현하고 있는 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수가 불확실성이 “높다”라고 나타내는 시기 와 빈도수의 특징 및 Chatterjee and Corbae(2007)의 결과 등을 고려하면 동 수치가 매우 크다고 보기는 어렵다. 마지막으로 본 논문에서는 정보처리 경직성이 반영된 모형에서 최적 통화정책과 재량적 통화정책에 대해 분석하였다. 분석 결과 불확실성 충격이 발생했을 때 중앙은행이 최적통화정책을 실시하게 되면 불확실성 충격에 대한 실질총생산 및 인플레이션의 반응은 여타 정책에 비해 작게 나타났다.

본 논문은 불확실성 충격 및 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 정보처리 경직성이 반영된 뉴케인지안 모형을 통해 분석했다는 점에서 그 의의가 있다. 다만, 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 분석할 때 경제주체의 제한적 합리성을 불확실성을 인지하는 능력에만 한정하여 분석했다는 점에서 그 한계가 있다. 그리고 투자와 같이 불확실성 충격에 민감한 경제변수 등을 모형에 반영하지 않은 점과 한국이 소규모 개방경제임에도 불구하고 폐쇄경제를 가정한 모형을 통해 불확실성 충격 및 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 분석했다는 점도 본 논문의 한계점이라고 볼 수 있다. 제한적 합리성으로 인한 후생효과를 보다 정치하게 분석하기 위해서는 모형의 규모를 확장할 필요가 있을 뿐만 아니라 불확실성의 정도 외에도 다른 거시경제 상태변수에 대한 경제주체의 제한적 합리성이 반영된 모형으로의 확장도 필요할 것이다. 이러한 연구들은 추후 연구과제로 남긴다.

3.5 참고문헌

- 이종웅. (2019a). 불확실성의 거시경제적 전달경로. Working Paper. 서울대학교
- 이종웅. (2019b). 제한적 합리성을 반영한 불확실성 지수 작성 및 불확실성의 거시경제적 효과에 대한 실증분석. Working Paper. 서울대학교
- Basu, S., & Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85(3), 937-958.
- Benigno, P., & Woodford, M. (2012). Linear-quadratic approximation of optimal policy problems. *Journal of Economic Theory*, 147(1), 1-42.
- Caldara, D., Fernandez-Villaverde, J., Rubio-Ramirez, J. F., & Yao, W. (2012). Computing DSGE models with recursive preferences and stochastic volatility. *Review of Economic Dynamics*, 15(2), 188-206.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Chatterjee, S., & Corbae, D. (2007). On the aggregate welfare cost of Great Depression unemployment. *Journal of monetary Economics*, 54(6), 1529-1544.
- Gabaix, X. (2014). A sparsity-based model of bounded rationality. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1661-1710.
- Gabaix, X. (2016). Behavioral macroeconomics via sparse dynamic programming (No. w21848). National Bureau of Economic Research.
- Galí, J. (2015). Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications. Princeton University Press.
- Hall, R. E. (1988). Intertemporal substitution in consumption. *Journal of political economy*, 96(2), 339-357.

- Krebs, T. (2003). Growth and welfare effects of business cycles in economies with idiosyncratic human capital risk. *Review of Economic Dynamics*, 6(4), 846-868.
- Lucas, Robert. (1987). *Models of Business Cycles*. Oxford: Basil Blackwell.
- Obstfeld, M. (1994). Evaluating risky consumption paths: the role of intertemporal substitutability. *European economic review*, 38(7), 1471-1486.
- Rotemberg, J. J. (1982). Sticky prices in the United States. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1187-1211.
- Rotemberg, J. J., & Woodford, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, 12, 297-346.
- Tallarini Jr, T. D. (2000). Risk-sensitive real business cycles. *Journal of monetary Economics*, 45(3), 507-532.
- Van Binsbergen, J. H., Fernández-Villaverde, J., Koijen, R. S., & Rubio-Ramírez, J. (2012). The term structure of interest rates in a DSGE model with recursive preferences. *Journal of Monetary Economics*, 59(7), 634-648.
- Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton university press.
- Yun, T. (1996). Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. *Journal of monetary Economics*, 37(2), 345-370.
- Yun, T. (2005). Optimal monetary policy with relative price distortions. *American Economic Review*, 95(1), 89-109.

Abstract

Bounded Rationality and Transmission Mechanism of Macroeconomic Uncertainty

Jong Woong Lee

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This dissertation consists of three small papers covering the issue of bounded rationality and macroeconomic transmission channel of uncertainty. In Chapter 1, uncertainty index is created through the frequency of news reports produced by the media, including words associated with uncertainty. It also creates uncertainty index that reflects bounded rationality, reflecting real-world constraints that economic players do not accurately recognize or remember continuous uncertainty index due to limitations in their cognitive abilities. The uncertainty index prepared in Chapter 1 was shown to have overcome

the limitations of the existing economic policy uncertainty index (henceforth the EPU index) in the following respects: First, the EPU index tends to underestimate the uncertainty of the 1998 foreign exchange crisis and overestimate the economic uncertainty of the 2016 presidential impeachment. However, the uncertainty index prepared in Chapter 1 supplemented the limits of EPU index. Second, empirically analysis of the macroeconomic effects of uncertainty shocks through VAR model reflecting a small open economy shows that in Korea, the macroeconomic effects of uncertainty shocks are not statistically significant when the EPU index is used as an indicator of uncertainty. However, the use of uncertainty index prepared in Chapter 1 in estimating the VAR model indicated that the impact of uncertainty had a statistically significant effect on economic variables, such as real GDP. And Chapter 1 empirically demonstrated that when economic agents perceive the degree of uncertainty as "high" or "low" due to bounded rationality, the effects of uncertainty shocks on the macroeconomy are greater than when perfect rationality is assumed.

Chapter 2 introduces the New Keynesian model, which reflects the rigidity of information processing by private economic agents, to analyze the macroeconomic transmission channel of uncertainty shocks. First, it is assumed that in order to reflect Information Rigidity in the model, private economic agents, households or businesses, make decisions based on past information sets due to Information Rigidity, but that there is no such Information Rigidity in the case of the government and central banks. In addition, the model reflects the path through which uncertainty could affect macroeconomics through the aggregate supply curve and monetary

policy as well as the aggregate demand curve. Chapter 2 analyses the macroeconomic transmission channel of uncertainty shocks through the New Keynesian model, which reflects the transmission channel of Information Rigidity of private economic agents and uncertainty shocks. Estimating the model through impact response function matching method and analyzing the path of transmission of uncertainty shocks show that if the economic agents recognize uncertainty level continuously without bounded rationality, the impact of uncertainty shocks affect the macroeconomy mainly through the aggregate demand curve, and when the economic agents recognize the degree of uncertainty discretely due to the bounded rationality, the impact of uncertainty shocks affect the macroeconomics through the aggregate supply curve as well as the aggregate demand curve.

Finally, Chapter 3 analyzes the social welfare effects of uncertainty shocks through the New Keynesian model estimated in Chapter 2, and further analyzes the welfare effects of uncertainty shocks when the economic agents recognize uncertainty discretely due to their bounded rationality. First, the preceding study Basu and Bundick (2017) model, which analysed the macroeconomic effects of uncertainty shocks, was simplified to produce the welfare cost of uncertainty shocks and to derive the optimal monetary policy from that model. The model presented in Chapter 2 then reflects the results of Benigno and Woodford (2012)'s study to analyze the welfare effects of uncertainty shocks and bounded rationality, approximating the household's utility function around the steady state up to second order, and deriving the welfare loss function. Then, the welfare effects of bounded rationality were analyzed through the difference between the two welfare loss functions by calculating the

welfare losses from uncertainty shocks in situations where the economic entity has bounded rationality and the welfare losses from uncertainty shocks in situations where there is no bounded rationality. In addition, I calculate the welfare losses from bounded rationality in an economy that central bank carries out its optimal monetary policy and discretionary monetary policy, rather than its policy based on Taylor's rule. The analysis shows that the economic agents' bounded rationality increases the cost of welfare when it comes to determining the degree of uncertainty in a discrete way. And the central bank's implementation of the optimal monetary policy could significantly reduce social welfare losses due to bounded rationality.

Keywords : Bounded Rationality; Uncertainty; Uncertainty Index; Transmission Channel; Information Rigidity; New Keynesian DSGE Model; Welfare Analysis; Optimal Monetary Policy

Student Number : 2015-20187